

Beslutningseffektivitet i EU

*En studie av varighet og
beslutningstidspunkt i
medbestemmelsesprosedyren*

Lars Petter Ellefsen



Masteroppgaven ved Institutt for statsvitenskap

UNIVERSITETET I OSLO

23. mai 2011

Beslutningseffektivitet i EU

En studie av varighet og beslutningstidspunkt i medbestemmelsesprosedyren

© Lars Petter Ellefsen

2011

Beslutningseffektivitet i EU

Lars Petter Ellefsen

<http://www.duo.uio.no/>

Trykk: Oslo kopisten

Antall ord:37 552

IV

Sammendrag

Studiet av beslutningseffektivitet i EU har de siste årene stadig økt i omfang siden Krislov, Ehlermann og Weiler sin studie i 1986. Dette prosjektet forsøker å være et bidrag til forskningen og forståelsen av dette temaet. Data om alle forslag i medbestemmelsesprosedyren og frem til 2009, er innhentet og samlet i et eget datasett, og analysert i to kvantitative modeller. *Beslutningseffektivitet* analyseres i en overlevelsesmodell og det er tre funn som vektlegges; (1) effektiviteten øker med aktørenes økte preferanseavstand fra hverandre, (2) Amsterdamtraktaten gav et betydelig bidrag til å øke beslutningseffektiviteten, og (3) beslutningseffektiviteten er høyere innenfor områder som blir ansett for å tilhøre EUs primæroppgaver. *Beslutningstidspunkt* analyseres gjennom en ordinal regresjonsmodell og det er to funn som vektlegges; (4) Amsterdamtraktaten ser ikke ut til å kunne forklare antall 1. runde beslutninger, og (5) det ser ut til at flere saker blir vedtatt i 1. lesingsrunde, samtidig som forsoningskomitéen er et stadig mindre sannsynlig utfall av beslutningsprosessen.

Forord

Først og fremst vil jeg takke Bjørn Høyland, som har vært veileder for dette prosjektet. Fra dets spede begynnelse våren 2010, og frem til trykking har han introdusert meg for metoder og kunnskap jeg forut for prosjektet ville ment var utenfor min fatteevne. Det er kun ved hjelp av hans motiverende tilbakemeldinger og faglige innsikt at prosjektet har kunnet fullføres. Jeg vil også takke Håvard Hegre for hans initiativ til STATA-kollokvie, som uten kompensasjon iverksatte det som for mange ble en livline i introduksjonen til statistikk ved bruk av STATA.

Jeg vil også takke min samboer, Ingvild, for hennes faglige innsikt og uvurderlige tilbakemeldinger, og ikke minst hennes utrettelige arbeid med retting av kapitler og språk i sene kveldstimer. Uten hennes tålmodighet og støtte ville verken prosjektet eller forfatteren vært i særlig god forfatning. Jeg vil også takke henne for hennes tålmodighet med mine konstante utgreiinger om prosjektets mange vendinger, som kun måtte synes interessant for undertegnede.

Til slutt vil jeg takke mine foreldre for moralsk og økonomisk støtte gjennom hele prosjektet, med oppmuntrende ord og blind tro på sin sønns kunnskaper.

Det understrekes at oppgavens eventuelle feil og mangler kun kan tilskrives undertegnede, og er mitt ansvar alene.

Oslo. 20. mai 2011,

Lars Petter Ellefsen

Innholdsfortegnelse

1	Innledning.....	1
1.1	Problemstilling.....	2
1.2	Oppgavens struktur.....	3
1.3	Medbestemmelsesprosedyren.....	4
2	Litteraturgjennomgang og teoretiske forventninger.....	8
2.1	Litteraturgjennomgang.....	8
2.2	Avgjørende faktorer for varighet.....	13
2.3	Avgjørende faktorer for beslutningstidspunkt.....	18
3	Data og Metode.....	22
3.1	Datainnsamling.....	22
3.1.1	Tilgjengelighet.....	22
3.1.2	Antall enheter.....	23
3.2	Operasjonalisering og deskriptiv statistikk.....	25
3.2.1	Den avhengige variabelen - varighet.....	25
3.2.2	Den avhengige variabelen - beslutningstidspunkt.....	28
3.2.3	De uavhengige variablene.....	29
3.3	Valg av statistisk modell.....	50
3.3.1	Varighetsanalyse.....	50
3.3.2	Ordinal regresjonsmodell (ORM).....	53
3.4	Validitet og reliabilitet.....	54
4	Overlevelsesanalyse.....	56
4.1	Utforskningen av data før modellering – <i>en ikke-parametrisk modell</i>	57
4.2	Analyseresultater – en Cox semiparametrisk modell av beslutningseffektivitet i EU 61	
4.3	Modellvurdering og residualfordeling - Schoenfeld og Cox-Snell.....	64
4.4	Drøfting og predikerte resultater.....	68
5	Analyse av beslutningstidspunkt: <i>En ordinal regresjonsmodell</i>	76
5.1	Forventninger til analysen.....	76
5.2	Regresjonsanalysen – ORM.....	77
5.3	Proporsjonale odds og en alternativ estimeringsmodell.....	79
5.4	Når sier EU ja til ny lovgivning? Analyseresultater av medbestemmelsesretten.....	83

5.5	Evolusjonær utvikling av beslutningsprosessen – drøfting av beslutningstidspunkt	87
5.6	Den generelle modellens likhet til den multinomiske	94
6	Konklusjon	97
	Litteraturliste	101
	Vedlegg	106

Liste over tabeller

Tabell 2.1	Forventninger basert på teori og tidligere forskning
Tabell 3.1	Deskriptiv statistikk varighet
Tabell 3.2	Deskriptiv statistikk varighet fordelt på traktatene
Tabell 3.3	Frekvenstabell for Lensingsrunde
Tabell 3.4	Deskriptiv statistikk uavhengige variabler
Tabell 3.5	Frekvenstabell fra Traktatesvariabel
Tabell 3.6	Frekvenstabell EP komite
Tabell 3.7	Frekvenstabell politisk kjerneområde
Tabell 3.8	Frekvenstabell for sakstypevariabel
Tabell 3.9	Frekvenstabell av saker fordelt på partienes ideologiske plassering
Tabell 3.10	Frekvenstabell partistørrelse
Tabell 3.11	Frekvenstabell saksopphopning
Tabell 3.12	Deskriptiv statistikk saksopphopning
Tabell 3.12	Frekvenstabell politisk preferanseavstand
Tabell 3.13	Deskriptiv statistikk preferanseavstand
Tabell 4.1	Logrank test av kategoriske variabler
Tabell 4.2	Test av proporsjonalitetsforutsetninger for kontinuerlige variabler
Tabell 4.3	Resultater fra Cox overlevelsmodell av beslutningseffektivitet under medbestemmelsesprosedyren
Tabell 4.4	Proporsjonalitetstest av kovariater
Tabell 5.1	Korrelasjonsmatrise
Tabell 5.2	Brant's test av proporsjonale oddsantakelsen
Tabell 5.3	Ordinal regresjonsmodell og den generelle ordinale regresjonsmodellen (Gologit2)
Tabell 5.4	Predikerte verdier av traktatsvariabelen
Tabell 5.5	Predikerte sannsynligheter av saksopphopning
Tabell 5.6	Predikerte sannsynligheter av kjerneområde
Tabell 5.7	Predikerte sannsynligheter av Partistørrelse
Tabell 5.8	Predikerte sannsynligheter for ideologisk partiplassering
Tabell 5.10	Predikerte sannsynligheter for Årstall
Tabell 5.10	Testparametere for den generelle ordinale regresjonsmodellen og den multinomisk logistiske regresjonsmodellen

Tabell 6.1 – Oppsummering av resultatene i forhold til forventingene

Liste over figurer

Figur 1.1 – Oversikt over medbestemmelsesprosedyren etter Amsterdamtraktaten

Figur 2.1 – Modell av vetospillerteori

Figur 3.1 - Bivariat sammenheng mellom varighet og lesingsrunde

Figur 3.2 - Bivariat sammenheng mellom varighet og traktat

Figur 3.3 - Histogram over fordelingen av antall forslag som tilhører EUs kjerneområder

Figur 3.4 - Bivariat sammenheng mellom varighet og traktat

Figur 3.5 - Bivariat sammenheng mellom varighet og sakstype

Figur 3.6 - Bivariat sammenheng mellom varighet og ideologisk partiplassering

Figur 3.7 - Bivariat sammenheng mellom varighet og partistørrelse

Figur 3.8 - Bivariat sammenheng mellom varighet og saksopphopning

Figur 3.9 - Bivariat sammenheng mellom varighet og politisk preferanseavstand

Figur 3.10 - Bivariat sammenheng mellom varighet og forslag fremmet

Figur 3.11 - Bivariat sammenheng mellom varighet og forslag vedtatt

Figur 4.1 - Nelson-Aalen estimator

Figur 4.2 – Kaplan-Meier overlevelsesfunksjon

Figur 4.3 – Kaplan-Meier for kategorier av partistørrelse

Figur 4.4 - Kaplan-Meier for kategorier av partistørrelse

Figur 4.5 – Test av proporsjonalitetsforutsetningene Kjerneområde

Figur 4.6 - Test av proporsjonalitetsforutsetningene Lesingsrunde

Figur 4.7 - Test av proporsjonalitetsforutsetningene Lesingsrunde

Figur 4.8 - Test av proporsjonaliteten Kjerneområde

Figur 4.9 - Test av proporsjonaliteten Lesingsrunde

Figur 4.10 – Cox-Snell residualplott

Figur 5.1 – Eksempel på proporsjonale odds

Figur 5.2 – Predikerte sannsynligheter for ordinal modell

Figur 5.3 – Residualplottkategori 0 vs. 1 og 2

Figur 5.4 - Residualplottkategori 0 og 1 vs. 2

Figur 5.5 – Predikerte sannsynligheter av generell ordinal modell

Figur 5.6 – predikerte sannsynligheter av multinomisk modell

Liste over forkortelser

ALDE –	Partigruppe liberale
DR,ITS –	Partigruppe nasjonalistene
ECR –	Partigruppe nasjonalkonservative
ECSC –	Den europeiske kull og stålunion
EEC –	Europeiske økonomiske fellesskap
EP –	Det europeiske parlament

EPD –	Partigruppe euroskeptikerne
EPP –	Partigruppe konservative
Greens –	Partigruppe de grønne
GUE-NGL –	Partigruppe kommunistene
ICG –	Intergovernmentale konferansene
KM –	Kaplan-Meier
MEP –	Medlemmer av europaparlamentet
NA –	Nelson-Aalen
NI –	Partigruppe uavhengige
ORM –	Ordinal regresjonsmodell
QMV –	Kvalifisert flertallsavgjørelser
Rådet –	Ministerrådet
S&D –	Partigruppe sosialdemokratene
SEA –	Den europeiske enhetsakten
SQ –	Status quo
TEU –	Traktaten om den europeiske union
TVC –	Tidsvarierende kovariat
WLS –	Weighted least squares

1 Innledning

Den europeiske unions (EU) omfang og betydning er økende på mange områder som ikke bare omfatter internasjonale problemstillinger, men også felles nasjonale problemstillinger og oppgaver. Den stadig økende integreringen i EU setter store krav til det politiske systemet. Har EU kapasitet til effektiv styring gjennom tilstrekkelig effektiv lovgivning? Forskningen gir divergerende svar på dette spørsmålet, avhengig av forståelsen av effektiv lovgivning. En utstrakt oppfatning er at EU er et esoterisk og rigid system. Neyer beskriver at beslutningsprosedyren er kjent for sitt “opaque structure, its bias to produce decisions that protect the status quo, to privilege vested interests, to encourage defensive bargaining and to produce deadlock where innovation is demanded” (Neyer 2004:20). Tatt i betraktning denne oppfattelsen, har EU vist seg og effektivt produsere lovgivning og være i stand til å takle utfordringer overraskende bra. At EU er et flernivåsystem av felles beslutninger forhandlet frem mellom forskjellige institusjoner med ulik sammensetning, gjør at den forholdsvis gode evnen til å styre er desto mer imponerende.

Beslutningseffektivitet kan forstås som enten kvalitativ eller kvantitativ effektivitet. En typisk definisjon på kvalitativ effektivitet vil være graden av måloppnåelse. Dette stiller store krav til hvordan man måler og definerer måloppnåelse. Kvantitativ effektivitet kan for eksempel forstås som evnen til å fatte beslutninger, målt i tid. Styring gjennom evnen til å ta avgjørelser, og simultane beslutninger er helt avgjørende for at de valgte politikerne skal kunne styre. Neyers beskrivelse av beslutningsprosessen levner få illusjoner om at slik kvantitativ effektivitet er mulig, men det empiriske materialet forteller en annen historie. EU fatter et økende antall beslutninger, og med den juridiske integreringen ved medlemskap ikke bare i EU, men også i EØS, har systemets effektivitet konsekvenser langt utenfor Brussel. Det er det kvantitative aspektet som skal være tema for oppgaven. Den kvalitative måloppnåelsen eller effektiviteten til et system krever en inngående studie av et fåtall avgjørelser for å se hvordan utfallene av disse er. Dette kan være en krevende undersøkelse, og generaliseringen ut fra slike case er problematisk (Gerring 2007). Derfor vil oppgaven kun befatte seg med det som kan kalles en kvantitativ forståelse av beslutningseffektivitet, gjennom undersøkelse av Kommisjonsforslagenes varighet og beslutningstidspunkt i medbestemmelsesprosedyren.

1.1 Problemstilling

Oppgaven har én styrende problemstilling:

- Hva påvirker beslutningseffektiviteten i medbestemmelsesprosedyren i EU?

Medbestemmelsesprosedyrens varighet er fra 1. november 1993 og fremover til i dag, men på grunn av teoretiske og metodiske avveininger vil siste registrerte observasjonstidspunkt være 31. desember 2009. Problemstillingen i oppgaven vil besvares gjennom to kvantitative opplegg som hver skal svare på sin del knyttet til problemstillingen. Det første opplegget skal forsøke å svare på hva som påvirker varigheten til de lovforslagene Kommisjonen fremmer under medbestemmelsesprosedyren. Jeg vil forsøke å trekke veksler på teori og annen forskning for å undersøke dette. Et politisk system vil ha som forutsetning å kunne ta beslutninger innenfor rimelig tid for å kunne styre effektivt. Derfor er varighet viktig. Eksempelvis vil systemer med forhandlingsstilstand være lite effektive, fordi de ikke produserer beslutninger og heller ikke er i stand til å styre. I det andre opplegget vil jeg forsøke å svare på når beslutningene i medbestemmelsesprosedyren tas. Lesingsrundene er ulike både med tanke på hvilke aktører som er involvert, og hvilken makt disse har. Dette kan få konsekvenser for beslutningseffektiviteten, slik som analysen i kapittel 5 vil vise.

Metoden som benyttes for å undersøke disse problemstillingene i oppgaven er en overlevelsesanalyse, for å undersøke varigheten til forslagene, og en ordinal regresjonsanalyse for å undersøke i hvilken lesningsrunde EU tar beslutninger. Det er hovedsakelig to fordeler ved å benytte en overlevelsesmodell eller varighetsanalyse for å undersøke beslutningseffektivitet. For det første kan man ha med sensurerte saker, det vil si forslag som det ikke er fattet beslutning om (Cox & Oakes 1984:4). For det andre kan man benytte såkalte tidsvarierende kovariater, det vil si variabler som varierer innenfor enheter i den perioden de er observert. Når det gjelder den ordinale regresjonsmodellen benyttes denne fordi den avhengige variabelen har tre kategorier som kan rangeres. Jeg vil i konstruksjonen av regresjonsmodellen benytte meg av en alternativ fremgangsmåte for å estimere resultatene gjennom en mindre rigid modell enn den ordinale.

Jeg forsøker å føre totalt *fem* hovedargumenter i oppgaven. Varighetsanalysen gir tre interessante resultater. For det første ser det ikke ut til at vetospillmodellen til Tsebelis stemmer i forhold til aktørenes preferanser (Tsebelis 2002). Motsatt av modellens forventinger økte beslutningseffektiviteten, hvis preferanseavstanden mellom

beslutningstakerne økte. For det andre ser Amsterdamtraktaten ut til å gi en betydelig effekt i forhold til forslagenes varighet, som synker etter traktatsendringen. Dette fordi de prosedyreendringene som ble vedtatt “myket” opp prosedyren slik at den ikke ble like rigid, og forhandlinger ble mulig på et tidligere stadium. For det tredje vil de politikkområder som tilhører EUs funksjonelle kjerne, ha høyere sannsynlighet for økt beslutningshastighet enn de som ikke tilhører disse politikkområdene. EUs opprinnelige politiske kjerneområder omfatter flere områder etter Amsterdamtraktaten, i tillegg til at den ser ut til å ta kortere tid. De to hovedargumentene fra analysen av beslutningstidspunkt er at Amsterdamtraktaten ser ikke ut til å forklare antallet 1. runde beslutninger, *motsatt* av hva som ble forventet. Traktaten var grunnlaget for opprettelsen av såkalt tidlig enighet, men ser ikke ut til å kunne forklare utviklingen av dette fenomenet. Det kan tenkes at denne endringen var en betingelse for tidlige beslutninger, men ikke en tilstrekkelig forutsetning. Til slutt argumenterer jeg for at utviklingen går mot flere 1. runde vedtak, og færre lovforslag som ender i forsoningskomitéen. Dette kan komme av fordelingen av makt mellom aktørene i 1. lesingsrunde, men kan like gjerne være en konsekvens av manglende påvirkningen i forsoningskomitéen. Jeg vil komme nærmere inn på dette i diskusjonen av resultatene.

1.2 Oppgavens struktur

De resterende delene av kapittel 1 vil bestå av beskrivelsen av de traktater og prosesser som er relevant for oppgaven. Jeg vil se nærmere på hvilken betydning overgangen fra Maastricht traktaten til Amsterdam har hatt å si for den formelle prosedyren av medbestemmelse. Og jeg vil gå nærmere inn på hvordan denne prosedyren fungerer. I kapittel 2 gjennomgås relevant teori for de to analysekapitlene og det utledes noen testbare hypoteser for modellene. Beslutningsteori basert på Tsebelis sin vetospillerteori (Tsebelis 2002) og Crombez (Crombez 1997; 2000a) sin romlige modell vil være utgangspunktet for å studere hvordan gruppestørrelse, skiftende preferanser og agendasetting kan påvirke beslutningsprosessen i EU. Nyere forskning og resultater fra ulike undersøkelser vil danne grunnlaget for hypotesene om *når* i lesingsrundene beslutningene tas. Kapittel 3 inneholder en gjennomgang av innsamlingsprosessen for datasettet som er grunnlaget for analysene i oppgaven. Jeg gjennomgår kildematerialet, kodingsprosessen og oppbygging av variabler, og drøfter de valgene jeg har tatt underveis. Jeg drøfter også et annet datasett som har vært grunnlaget for en sentral variabel i denne oppgaven. Til sist i kapittelet drøfter jeg kort de metodiske valgene

jeg gjør for analysen, og går gjennom en beskrivelse av de to kvantitative metodene som er benyttet i oppgaven. I kapittel 4 analyserer jeg dataene som er samlet inn gjennom en Cox semiparametrisk modell. Jeg vurderer modelltilpasningen og alternative spesifikasjoner, før jeg drøfter resultatene og hva de indikerer. Hypotesene blir evaluert opp mot resultatene, og jeg avslutter kapittelet med å drøfte resultatene og se på ulike forklaringer. I kapittel 5 gjennomgår analysen av når beslutningene i medbestemmelsesprosedyren tas, og hva som påvirker dette. Jeg diskuterer den ordinale modellen og hvilke strategier man kan benytte seg av hvis modelltestene viser seg å gi indikasjoner på at modellen er feilspesifisert. Jeg tilpasser derfor en alternativ modell, kjent som den generelle ordinale modellen, og vurderer resultatene fra de to modellen opp mot hverandre. Sist i kapittelet vurderes hypotesene opp mot resultatene og ulike forklaringer drøftes. Kapittel 6 inneholder konklusjonen av oppgaven hvor jeg oppsummerer arbeidet som er gjort, og hvor jeg trekker frem hovedfunnene i oppgaven. Jeg skisserer kort også implikasjonene mine funn bør ha for videre forskning.

1.3 Medbestemmelsesprosedyren

Medbestemmelsesprosedyren som beslutningsprosess ble innført i EU som en del av Maastrichttraktaten, og denne trådte i kraft 1. november 1993. Medbestemmelse ble en ny prosedyre ved siden av de eksisterende prosedyrene. Allerede de første årene ble medbestemmelsesprosedyren regnet som en av de vanligste. Byrons oversikt fra 1996 viser at bare tre år etter iverksettelse ble medbestemmelsesprosedyren den nest mest benyttede beslutningsprosedyren i EU (Boyron 1996:293). Medbestemmelse ble vedtatt som en del av traktatsrevisjonen i 1992, og er nedfelt i “Traktaten om den Europeiske Union” (Treaty on the european union, TEU)¹ artikkel 189a og 189b (TEU). Videre har den blitt endret og revidert ved alle store traktatsendringer etter Maastricht. Amsterdam og Nice var de to mest betydningsfulle, foruten den siste i 2009 som kom med Lisboaatraktaten. Her endret også medbestemmelsesprosedyren navn til “ordinary legislative procedure” eller vanlig lovgivende prosedyre, som henspiller på det faktum at den er blitt den mest brukte beslutningsprosessen. Jeg vil i oppgaven forholde meg til og omtale denne beslutningsprosedyren som medbestemmelse av to grunner. For det første var medbestemmelse navnet på prosedyren i observasjonsperioden for denne studien. Begrepet “vanlig” i “vanlig lovgivende prosedyre”

¹ Treaty on The European Union – Underskrevet 7. Februar 1992, iverksatt 1. November 1993.
http://europa.eu/legislation_summaries/economic_and_monetary_affairs/institutional_and_economic_framework/treaties_maastricht_en.htm.

henviser til den mest brukte prosedyren, og medbestemmelsesprosedyren var ikke den mest brukte prosedyren i EU før inn på 2000-tallet. For det andre benyttes fortsatt medbestemmelsesbegrepet i utstrakt grad i litteraturen, selv om det formelle navnet er et annet. For at det ikke skal oppstå et kunstig skille kun basert på begrepsforskjeller, ønsker jeg derfor å forholde meg til denne tradisjonen.

Medbestemmelse under Maastricht

Medbestemmelsesprosedyren var en ny beslutningsprosedyre nedfelt i Maastrichttraktaten fra 1992, men som i hovedsak bygget på både konsultasjon- og samarbeidsprosedyren (Crombez 1997:99). Under dens bestemmelser hadde Kommisjonen forslagsrett til ny lovgivning, men måtte også etterkomme ønsker fremmet av enten Det europeiske parlament (EP)² eller Rådet³. Den spesifikke prosessen var som følger: Kommisjonen fremmet et forslag som ble oversendt EP og Rådet. EP utformet så en formell uttalelse som ble oversendt Rådet. Rådet valgte om de vil ta denne formelle uttalelsen i betraktning, og utformet en såkalt felles posisjon. Ulikhetene mellom EP sin uttalelse og Rådet sin felles posisjon var at mens posisjonen var det formelle grunnlaget for videre behandling av forslaget, hadde ikke EP sin uttalelse annen verdi enn en *mulig* påvirkning av den felles posisjonen. Etter disse prosessene var ferdige, hadde EP fire måter å handle på innenfor et tidsrom av tre måneder:

(1) kunne godkjenne den felles posisjonen, som Rådet følgelig vedtok og beslutningen er fattet; (2) kunne unnlate å foreta seg noe, og Rådet kunne dermed vedta teksten som den er; (3) kunne komme med tillegg, som Rådet måtte ta stilling til; (4) kunne vise intensjon om å avvise posisjonen med absolutt majoritet og Rådet kunne da sammenkalle til en forsoningskomité hvor EP kunne enten avvise eller komme med tillegg til forslaget. Hvis forhandlingene på noe sted i prosessen brøt sammen, kunne Rådet reintrodusere den felles posisjonen som ble utformet i første runde, og vedta denne.

Selv om det er slik at de enkelte handlingene i utgangspunktet var bundet av tidsbegrensninger nedfelt i TEU 189a og 189b (TEU), hvor hver behandlingsrunde skulle ta maksimalt tre måneder, og forsoningskomité maksimalt seks uker, var dette sjelden tilfelle. Dette fordi det var uklarerheter i når man skal begynne å regne tiden fra. Det var en regel om såkalt “rimelig forsinkelse”. Hva dette innebar var derimot ikke spesifisert, men det kunne

² Kalles også Europaparlamentet

³ Rådet blir i oppgaven benyttet som fellesbetegnelse på alle konstellasjonene av Rådet for den europeiske union eller Ministerrådet

være ulike forsinkelser i form av forberedelser, forhandlinger osv. Konsekvensen var at beslutningstakingen ikke hadde noen praktisk tidsbegrensning og derfor kunne trekke ut i lang tid (Boyron 1996:299). Dette medførte til en del kritikk mot prosessen, både fra medlemmer av EU parlamentet (MEP) og akademia, og dette fikk en del oppmerksomhet under den intergovernmentale konferansen (IGC) for Amsterdamtraktaten. I alt var 15 politikkområder definert under medbestemmelsesretten.

Medbestemmelse etter Amsterdam

Endringen av medbestemmelsen i Amsterdamtraktaten medførte en økning av antallet politikkområder som ble omfattet av prosessen. De 15 politikkområdene ble utvidet til 38⁴. EP ble av den grunn ofte kalt den store vinneren av Amsterdamtraktaten, på grunn av styrkingen av posisjonen til medbestemmelsesretten, og fordi antall virkeområder ble utvidet (Schakleton 1999:1). Medbestemmelsen ble også flyttet fra paragraf 189a og b i TEU til 251a og b. Amsterdamtraktaten trådte i kraft 1. mai 1999⁵.

Foruten utvidelse av omfanget av medbestemmelsen ble også to viktige prosedyreendringer gjort. Den første var å fjerne Rådets rett til å reintrodusere den felles posisjonen ved sammenbrudd i forhandlingene. Dette ble ansett som et viktig skritt mot å bedre det demokratiske underskuddet, men også som en styrking av EP sin posisjon ovenfor Rådet. Tidligere kunne Rådet vedta den felles posisjonen fra 1. runde, noe som i praksis betydde at de kunne vedta sitt eget standpunkt om lovforslaget fordi EP sin uttalelse ikke var bindende. Hvor reell denne muligheten i var, er noe usikkert. Rådet forsøkte i perioden 1993-1999 å reintrodusere en felles posisjon kun én gang, med Voice Telephony i 1994, men dette ble nedstemt i EP med absolutt flertall (Schakleton 1999:2). Dette var et signal til Rådet om at EP var villig til å strekke seg langt, for å beholde de rettighetene de hadde.

Den andre viktige endringen som ble gjort var å opprette såkalte Trialoger. Det vil si uformelle møter med medlemmer fra Kommisjonen, Rådet og EP for å forhandle uformelt utenfor de formelle rammene av medbestemmelsesprosedyren for å komme til enighet. Trialogene var opprettet som en mulighet til å bli enig etter 2. lesingsrunde, for å kunne gå inn

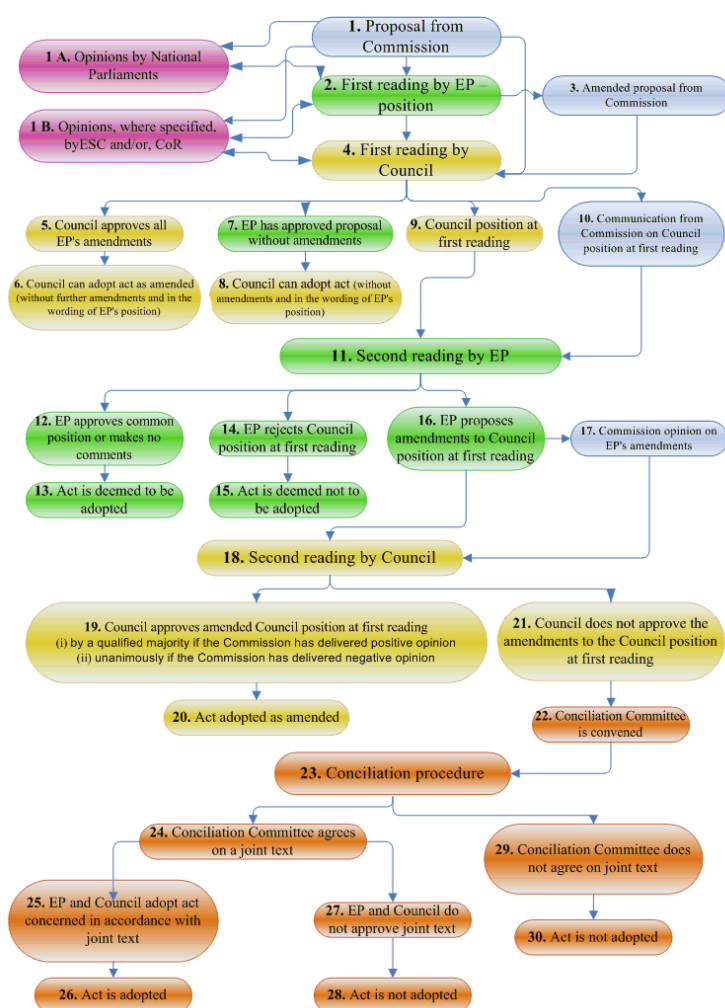
⁴ det blir normalt regnet for å være 38 politikkområder, men blant annet Schakleton regner det for i praksis å være 39 (Schakleton 1999:1)

⁵ Underskrevet 2. oktober 1997, og iverksatt 1. mai 1999

http://europa.eu/legislation_summaries/economic_and_monetary_affairs/institutional_and_economic_framework/treaties_maastricht_en.htm

i forsoningskomitéen med en forståelse av hva som måtte til for å bli enige og således kortet ned prosessen. Denne uformelle møtevirksomheten ble etter hvert utvidet til å ligge på siden av beslutningsprosessen, og har etter hvert medført forhandlinger utenfor de formelle rammene. Spesielt har Trialogene vært benyttet i forbindelse med såkalte “tidlig enighet”. Det vil si at man i første runde har hatt møter mellom representanter for presidentskapet i Rådet og rapportøren og skyggerapportøren for å begynne forhandlingen tidligere og med færre involverte for å bedre beslutningseffektiviteten (Farell & Héritier 2004:1201). Om denne muligheten for tidlig enighet faktisk har endret beslutningseffektiviteten vil bli en sentral del av denne oppgaven. Jeg har gjengitt beslutningsprosessen for medbestemmelsesprosedyren skjematisk i figuren under.

Figur 1.1⁶ – Oversikt over medbestemmelsesprosedyren etter Amsterdamtraktaten



⁶ Kommissjonens hjemmeside: http://ec.europa.eu/codecision/stepbystep/diagram_en.htm

2 Litteraturgjennomgang og teoretiske forventninger

“The moment a person forms a theory,
his imagination sees in every object
only the traits which favor that theory.”

- Thomas Jefferson

Forventninger til beslutningseffektivitet er vanskelig å danne seg ut fra enkel kunnskap om formelle prosedyreregler. Jeg skal derfor starte kapitlet med å gjennomgå og diskutere ulike relevante studier for beslutningseffektivitet og de resultatene disse har fremkommet med. Jeg vil også presentere noen teoretiske utgangspunkt for den videre analysen, og drøfte hvordan disse teoriene kan være relevante for studien, og i hvilken grad de virker som plausible teorier for å forklare hva som påvirker varighet og beslutningstidspunkt i medbestemmelsesprosedyren. Siden teamet er gjenstand for tiltagende forskning vil det være ulike forventninger som baserer seg på forskning, og ikke klart formulerte teorier.

2.1 Litteraturgjennomgang

I innledningen var jeg inne på distinksjonen mellom den kvalitative og kvantitative beslutningseffektiviteten, og vil her understreke studiens kvantitative fokus. Måloppnåelse som effektivitet ses bort fra i denne oppgaven på grunn av at det er problematisk å definere hva som er måloppnåelse. Skal man definere det som tilstrekkelig, eller god måloppnåelse, og hva er i så fall *god*? I tilfelle hvilke målpreferanser skal man gå ut fra? Kommisjonen, Rådets, EP eller medianvelgeren osv. Derfor har jeg valgt et kvantitativt fokus, men det er også viktig å bevisstgjøre et skille mellom to begrep. Kvantitativ beslutningseffektivitet kan måles i enten hvor *mye* lovgivning som produseres eller hvor *hurtig* den produseres. Antallet nye lover er utfordrende å analysere fordi det kan være vanskelig å se hvordan man skal definere et effektivt system i forhold til antall. Hva er mye eller tilstrekkelig lovgivning til at et system kan kalles effektivt? Siden EU ikke er en nasjonalstat eller tilsvarende politisk system med tradisjonelt lovgivende system, er det usikkert hva som er et godt mål på hvordan det er

effektivt. Derfor har jeg også holdt meg til definisjonen beslutningseffektivitet som tidsbruken eller varigheten av lovforslagene. Dette har også sammenheng med de tradisjonene som eksisterer innenfor forskningen på beslutningseffektivitet på EU. Jeg går nærmere inn på denne diskusjonen i beskrivelsen og operasjonaliseringen av den avhengige variabelen i kapittel 3 – Data og Metode.

Den første studien av beslutningseffektivitet i EU var en Rådsrapport, “The Three Wise Men” (Krislov, Ehlerman & Weiler 1986:33). Hensikten til denne rapporten var å si noe om EU som politisk system, om det ble mer eller mindre effektivt i forhold til å vedta nye lover. Formålet var ikke å forklare utviklingen, men snarere og kartlegge den. Rapportens konklusjon var at beslutningstempoet var synkende og hadde sunket over tid. Dette ble kalt for et såkalt “*lourdeur*” (beslutningshindring eller ineffektivitet) (Krislov et al. 1986:33). Krislov, Ehlerman og Weiler utførte den første vitenskapelige studien på beslutningseffektivitet i EU. De undersøkte beslutninger fattet i EU mellom 1958 frem til og med første halvdel av 1981 ved å måle tiden fra Kommisjonen fremmet et forslag, til det forelå en beslutning i Rådet. Ved å sammenligne varigheten på forslagene for hvert enkelt år trakk de to konklusjoner. Siden Rådet i hovedsak har en mellomstatlig sammensetning var det først og fremst saker som omhandlet integrering som hadde utslag på beslutningstempoet. Selv om nesten 90% av alle sakene i perioden fikk en endelig avgjørelse, sank tempoet når integrering ble ansett for problematisk, slik som for eksempel Luxembourg perioden (Krislov et.al. 1986:47). Det andre funnet de gjorde, og som var motsatt av “The Three Wise Men”- rapportens konklusjon, var at det generelle beslutningstempoet *økte*. Med unntak av de nevnte periodene med uenighet om integrering, økte beslutningstempoet hvor lenger ut i undersøkelsesperioden man kom. Denne effektivitetsforbedringen ble i stor grad tilskrevet involveringen av Komiteen for faste representanter (Coreper) som økte Rådets kapasitet og evne til å fatte beslutninger (Krislov et.al. 1986:48). Rådet, når Coreper var involvert, kunne komme sammen for å diskutere mer komplekse saker, siden de trivielle ofte var ferdigforhandlet og avgjort i Coreper. Dette økte beslutningskapasiteten og effektiviteten. Det er kanskje ikke rimelig å påføre kontemporære metodiske krav til denne klassiske studien, men det er betimelig å stille spørsmålstegn ved funnene i analysen. Krislov, Ehlermann og Weieler baserer sine konklusjoner på hovedsakelig univariate eller bivariate analyser. At en av konklusjonene var at beslutningstempoet gikk opp er for så vidt en uproblematisk slutning, siden dette enkelt kan la seg måle. Men å tillegge denne effekten til mer bruk av Coreper og politiske preferanser i Rådet kan være å trekke implikasjonene av funnene noe langt. Siden

det var en stor N studie, basert på innsamlet materialet over tid, ville dette materialet mest sannsynligvis også være preget av de forandringer som ikke like enkelt lot seg oppdage. Den politiske preferanseavstanden er kun målt i ekstremtilfeller der enkeltmedlemmer av Rådet offentlig uttaler sin uenighet eller misnøye med beslutningsprosessen. Økningen i involveringen av Coreper kan se ut til å være en plausibel forklaring på økt effektivitet, men tatt i betraktning at dette er en komitéstruktur som har eksistert lenge, ville det være mer betryggende for resultatene om analysen ikke bare hadde testet effekten av Coreper i en bivariat modell.

Thomas Sloot og Piet Verschuren sin studie fra 1990 var den første studien som hadde som mål å teste hypoteser om beslutningseffektivitet statistisk (Sloot & Verschuren 1990). De bygde studien i stor grad på samme materialet som Krislov, Ehlerman & Weiler sin studie, men tok for seg en mer begrenset periode, 1975-86. Konklusjonen fra undersøkelsen var at graden av involvering av EP og hvilken sakstype som ble foreslått avgjorde beslutningstempoet. Den generelle trenden de fant samsvarte med Krislov, Ehlermann og Weilers. De forklarte denne trenden ut fra et neofunksjonalistisk perspektiv ved sammenfallende interesser blant medlemsstatene (Sloot & Verschuren 1990:78). Dette skjedde ved at, hvor lenger medlemslandene var en del av EU, hvor mer ensrettet mot økonomiske interesser ble deres preferanser slik at de enklere ble enige om beslutningene. Det andre Sloot og Verschuren fant ut var at innlemmelsen av nye medlemsstater kunne ha en innvirkning på tempoet, men denne effekten var ikke entydig. Denne gjaldt bare for Hellas i perioden 1981-1986, men de utelukket ikke at tilknytningen av andre medlemsland ville skape samme effekt (Sloot & Verschuren 1990:78). Resultatene fra undersøkelsen er plausible og metoden er betydelig forbedret i forhold til Krislov et al. sin studie. Det som har vært kritiske punkter for andre studier fra samme periode er et utpreget neofunksjonalistisk perspektiv og antakelsen om neofunksjonalistiske forklaringer og mekanismer. Selv om Schmitter i sin artikkel om neofunksjonalisme forsvarer visse aspekter av den, sier han at:

“[...] virtually no one currently working on the European integration openly admits to being a neofunctionalist. Its own creator has even declared it obsolescent – on two occasions!” (Schmitter 2003: 1).

Det har liten verdi i å fortsette gjennomgangen av litteraturen på beslutningseffektivitet i EU, men jeg vil gjerne trekke frem to forskere, hvis undersøkelser har vært utgangspunktet for denne undersøkelsen. Jonathan Golub og Thomas König har begge studert

beslutningseffektivitet i EU og publisert artikler alene og med andre. De undersøker forslag som er behandlet i de mest vanlige beslutningsprosedyrene i EU. Det er lite som skiller konklusjonene blant de ulike prosjektene disse har vært involvert i, men det er spesielt på to punkt de skiller seg. Den ene er den metodiske tilnærmingen til beslutningseffektivitet. Golub mener at en overlevelsmodell med tidsvarierende kovariater bør benyttes, og ikke bare statiske variabler. Han argumenterer for at undersøkelser over store tidsrom med enheter som har lang varighet er mest logisk siden det kan tenkes at ulike forhold forandrer seg i løpet av det tidsrommet de varer (Golub 1999). König på sin side kritiserer Golub i oppbygningen av hans variabler, og at han kontrollerer i stor grad bare for ulike forklaringer, i stede for å konstruere variabler som er virkelige måleverktøy (König 2008).

De substansielle funnene hos de to skiller seg ikke så mye. Golubs hovedkonklusjoner har vært at reformer sammen med EP sin involvering i beslutningsprosessen, formelle avstemmingsregler og medlemsstatenes preferanse har hatt størst innvirkning på beslutningseffektiviteten (Golub 1999;2007;2008: Golub & Steunenberg 2007). Reform og votering omhandler innføring, utstrekning og endring av kvalifiserte flertallsavgjørelser (QMV). Hvor større utstrekning av QMV i Rådet, jo mer effektivt vil prosessen være i forhold til tidsbruk. Han finner også at EP sin involvering i beslutningsprosessen senker tempoet i motsetning til i de beslutningsprosessene EP ikke har medbestemmelsesrett. Golub vektlegger også at medlemstatenes preferanser senker beslutningshastigheten. Under Thatcher regjeringen var beslutningene i EU i gjennomsnitt 22 % tregere enn i resten av perioden han undersøkte, på grunn av regjeringens ekstreme preferanser og dermed også dens innvirkning på preferansefordelingen i EU (Golub 2007:171). König og Braüninger sin studie av beslutningsprosessen fra 1998 konkluderer med at utvidelsen av QMV må økes for å bekjempe den eurosclerose som har eksistert siden innføringen av Maastrichtavtalen, og for å imøtekomme den utfordringen utvidelsen av EU vil være for beslutningseffektiviteten (König & Braüninger 1998). I andre studier av hele beslutningsprosessen i EU trekker også König dette frem og hans funn tilsvarer Golub sine ved at QMV, involvering av EP og politisk preferanse er viktige for tempoet i lovgivningsprosessen (König & Schultz 2000; König 2007,2008). Det er videre to forskjeller han gjør fra Golubs undersøkelser på området. Han vektlegger i større grad ulikhetene i politisk preferanse hos de sentrale aktørene og han skiller mellom innholdet i det enkelte lovforslag. Innholdet blir skilt mellom hvilken *type* sak det dreier seg om. Det vil si direktiv, regulering osv. Og han skiller mellom *saksinnholdet*. Hvilket politisk saksområde innholdet i lovforslagene tilhører, har også innvirkning på

beslutningseffektiviteten. Det som blir ansett som politiske kjerneområder, eksempelvis indre marked, tar kortere tid å komme til enighet om, enn saksområder som tradisjonelt har vært sett på som nasjonale anliggende (König & Schultz 2000). Selv om alle disse ulike undersøkelsene og konklusjonene ikke skiller seg så klart fra hverandre, og har få metodiske og resultatmessige ulikheter gjør de antakelser om både utvidelse og preferanseavstander uten å ha skikkelig gode variabler for dette. De antar at utvidelse har negativ effekt på beslutningseffektiviteten, men måler dette kun gjennom ekstrempreferanser. König sine undersøkelser benytter ikke tidsvarierende kovariater, og Golub utelater langt på vei andre sakstyper enn direktiv. Dette gjør at selv om de er relevante for min oppgave, og forklaringene er plausible, bør ikke mine resultater nødvendigvis stemme overens med disse. König beskriver i sin artikkel betydningen av de teoretiske vurderingene og konsekvenser for resultatene ved bruk av ulike modeller:

“When assessing [...] most recent focus on statistical innovation, one has to bear in mind that these studies differ in their data sampling, theoretical foundations and identification of the model. It is well known that such differences may have important implications for drawing inferences from empirical research.” (König 2008:158)

Hvordan passer så denne studien inn i den allerede etablerte fagdiskursen? De ovenfor gjennomgåtte studiene omhandler for det aller meste studier som tar for seg alle beslutningsprosedyrer i EU, og de varer frem til slutten av 1990-tallet og begynnelsen av 2000-tallet. Denne studien skiller seg i så måte fra de tidligere på disse punkt. Tidsperioden av interesse går utover de tidligere undersøkte periodene ved å strekke seg frem til og med 2009, og forholder seg bare til en beslutningsprosedyre, medbestemmelsesprosedyren. Det er viktig å understreke at jeg på ingen måte ser denne studien som adskilt fra de foregående, selv om fokuset er snevrere og tidsperioden senere. Snarere tvert imot vil jeg trekke på de teorier, implikasjoner og konklusjoner som allerede foreligger. Omfanget og ressursene til denne studien kan ei heller sammenlignes med de foregående, slik at noen prioriteringer i forhold til tradisjonen på feltet har gjort en slik avgrensning i omfang nødvendig.

Selv om studien har et empirisk fokus, skal jeg heller ikke unnlate å nevne tematikkens normative motivasjon. Diskusjonen rundt det demokratiske underskuddet i EU og spesielt Farell & Héritiers publikasjoner om medbestemmelsesretten, har implikasjoner som er nødvendige og teste empirisk (Farell & Héritiers 2003; 2004). Fra kritikk mot eurosclerosen under Maastricht, til påståtte konsekvenser av Trialoger og tidlig enighet, er det viktig å ha

med det normative aspektet som ballast i en slik studie. Dette fordi det motiverer undersøkelser om og med demokrati, men også fordi det er viktig å kartlegge de mulige truslene mot demokrati. Det hadde ikke vært noen videre hensikt i å undersøke problemstillinger om beslutninger med mindre de har som mål å finne noe som kan ha konsekvenser for vurderinger, utforming eller forbedringer av demokratiet. Selv om den normative debatten ikke skal gjennomgås, er det en viktig grunnpilar i alle undersøkelser om politiske beslutninger. Jeg vil gå videre og beskrive hvilke faktorer som kan påvirke beslutningseffektiviteten i EU; varighet og beslutningstidspunkt.

2.2 Avgjørende faktorer for varighet

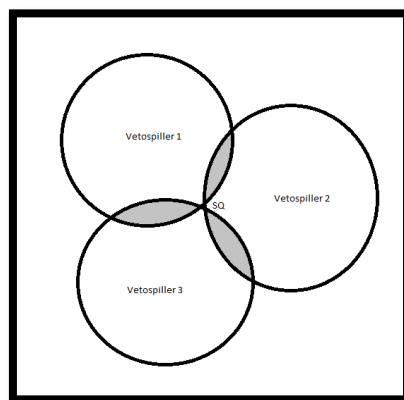
Hvilke forklaringer kan være avgjørende faktorer for varigheten og beslutningstidspunkt? Medbestemmelsesprosedyren og beslutningene i EU har vært gjenstand for et stort antall undersøkelser og det er frakommet teoretiske modeller og antakelser om hva som påvirker beslutningsprosessen og dens utfall. Det er ofte to hovedpunkt som blir dratt frem når man snakker om motivasjonen og bakgrunnen for hvorfor beslutningene i EU er viktige å studere og forstå. For det første har EU politisk relevans gjennom å være et politisk system med flere styringsnivå som er overliggende, og gjennomgående, medlemsstatene og deres institusjoner. For det andre er EU et politisk laboratorium for institusjonelle og politiske eksperiment som er av interesse for alle som er opptatt av politiske beslutninger. I de to siste delene av kapitlet gjennomgås teorier og undersøkelser som er relevante for å gjøre antakelser og formulere hypoteser om hva som påvirker beslutningstempo og tidspunkt. Jeg vil også forsøke å vurdere i hvilken grad disse antakelsene er plausible og relevante.

Vetospillerteori

Vetospillerteori er en beslutningsteori som omfatter aktører med såkalt vetomakt. Selv om teorien ikke er grunnleggende ny, ble den ført i pennen av Tsebelis i 2002. Tsebelis anser politiske beslutninger som betinget av institusjoner og aktører, der politikken er stabil kun hvis forandring er vanskelig (Tsebelis 2002:17). Dette kommer hovedsakelig an på gruppestørrelsen, altså antall aktører. I tillegg kommer det an på deres preferanser, altså avstand fra hverandre. I politiske systemer kan slike vetospillere for eksempel være individuelle, slik som en president, eller kollektive, som et parlament. Hos individuelle vetospillere er det preferanseavstanden som er av betydning. De individuelle vetospillernes

preferanseavstand har betydning for om forandring av politikken er mulig, og denne preferanseavstanden er det man kaller for grunnlaget for et vinnersett. Vinnersettet er skjæringspunktet mellom vetospillernes preferanser og avstanden til den etablerte politikken (tilsvarer de mørke feltene i figur 2.1). Den etablerte politikken er også kjent som status quo (SQ). Vinnersettet er den avstanden som er felles preferanse mellom aktørene, men som samtidig vinner over status quo (Tsebelis 2002:21). Når SQ befinner seg langt fra vetospillerne er vinnersettet stort. Hvor nærmere preferanseavstanden blir mellom en av aktørene og SQ, hvor mindre blir vinnersettet. Den politiske stabiliteten øker, fordi sjansen for å flytte politikken synker (Tsebelis 2002:20). Men det er ikke bare preferanseavstanden mellom vetospillerne som betyr noe i modellen til Tsebelis. Det er også av betydning i hvilken rekkefølge beslutningene tas, og hvilke aktører som har såkalt agendasettingsmakt. De aktører som har agendasettingsmakt er de som kan forslå såkalt uforanderlige forslag, eller “take it or leave it”- forslag. Det vil si at vetospillerne som ikke er agendasettere enten må akseptere eller avslå forslagene fra agendasetterne. Figur 2.1 viser et system med tre vetospillere, der hvor det lyst skraverte feltet er preferanseavstanden til SQ og det mørkt skraverte feltet er vinnersettet forutsatt at det kreves to aktører for å fatte en beslutning.

Figur 2.1⁷ – Modell av vetospillerteori



Beskrivelsen over tilhører den grunnleggende formen for vetospillerteori med individuelle aktører, men det er ikke kun preferanseavstand som betyr noe. Også gruppestørrelse er av betydning for politikkutfallet. Kollektive vetospillere er basert på forhandling mellom individuelle aktører som til sammen utgjør en kollektiv vetospiller, slik som et parlament. Det er spesielt to ting som kan komplisere en slik prosess. Det er preferanseavstanden mellom aktørene, slik som for individuelle vetospillere, og gruppestørrelsen. Først og fremst antar vi

⁷ Vetospillermodellen med tre vetospillere slik den er beskrevet i Tsebelis (2002) *Veto players*

at preferanseavstanden øker, eller i hvert fall har muligheten til å øke hvis nye vetospiller blir tillagt. Hvis vinnersettet ikke forandres, *absorberes* de nye spillerne. Hvis ikke, så blir vinnersettet mindre (Tsebelis 2002:35). Men det er ikke bare en økning i heterogeniteten i preferansene som gjør kollektive vetospillere mer komplekse. En forutsetning for vetospillerteorien er at aktørene har fullstendig og perfekt informasjon om hverandres preferanser. Dette er en forutsetning som kan bli vanskelig å oppfylle med en økning i gruppestørrelse.

Relevansen til vetospillermodellen i forhold til forskningsspørsmålet for oppgaven er vanskelig å betvile. Vetospillermodellen er velkjent og benyttet i mange analyser av beslutninger innenfor den Europeiske Union. Den har både implikasjoner for individuelle aktører og kollektive aktører, og det er få alternative modeller som bør passe analysene i oppgaven bedre. Men modellens relevans tatt i betraktning har det vært tvil om hvor plausibel den har vært. Junge og König sin datasimulerte undersøkelse fra 2007 viste at selv om romlige modeller kan forklare enkelte aspekter av beslutningsprosessen innenfor EU, predikerte modellen dårlig *utfallet* av politikk (Junge & König 2007). Den ivaretar ikke ulike dimensjoner innenfor politiske preferanser og klarer ikke ta hensyn til simultant ulike preferanser hos aktørene. Den presterte også dårlig i forhold til hvor fremtredende eller diskrete disse preferansene var (Junge & König 2007). Altså er det ulike aspekt som ikke modellen enten tar i betraktning, eller er konstruert for å oppfatte. Steunenberg viderefører denne kritikken av hvor plausible resultater slike modeller gir. Han mener at vetospillermodellen i liten grad blir vurdert opp mot hvordan de *faktisk* spår utfallet, og han mener at beslutningsmodellen er for basert på formelle prosedyrer. De er ikke konstruert for å ta uformelle prosesser i betraktning, noe som gjør at prediksjonene kan gi feil resultater (Crombez, Steunenberg & Corbett 2000). Tatt denne kritikken i betraktning mener både Junge & König, og Crombez et al. at beslutningsmodeller som vetospillermodellen er viktige utgangspunkt for studiet av beslutninger.

Hvilke forventninger kan man utlede om beslutningseffektivitet på bakgrunn av vetospillerteori? Det er naturlig å starte med forventninger basert på individuelle vetospillere. Selv om det vanskelig kan argumenteres for at medbestemmelsesprosedyren innehar individuelle vetospillere, er en slik enkel formulert teori nyttig å anvende da man kan utlede testbare hypoteser fra den. Den sier noe om enkle sammenhenger for et generelt beslutningssystem. For vetospillere vil jeg derfor anta at preferanseavstand har betydning for

beslutningstempo fordi mindre preferanseavstand mellom aktørene øker sannsynligheten for å bli enige om å flytte politikken fra SQ, noe som dermed øker beslutningstempoet:

Proposisjon 1: *Mindre preferanseavstand øker beslutningseffektiviteten*

Siden medbestemmelsesretten involverer kun kollektive aktører, utleder jeg også forventninger basert på den kollektive vetospillmodellen. Selv om denne er noe mer kompleks, baserer den seg på samme forutsetning som i Proposisjon 1. I tillegg til dette sier den noe om forventningene til gruppestørrelse. I EU har det forekommet flere økninger i gruppestørrelser med nord-utvidelsen i 1995 og østutvidelsen i 2004. Forventningene basert på gruppestørrelse er derfor:

Proposisjon 2: *Flere medlemsland medfører lavere beslutningstempo*

Agendasettingsmakt

Jeg var kort inne på agendasettingsmakt ovenfor i beskrivelsen av vetospillerteori, men valgte ikke å gå nærmere inn på dette under diskusjonen av Tsebelis sin modell. Dette fordi Crombez i større grad er opptatt av agendasettingsmakt og hvordan dette påvirker beslutningsprosessen i EU enn Tsebelis sin modell uttrykker. Selv om agendasetting i utgangspunktet er makt til å tvinge de andre aktørene til å akseptere eller avslå et forslag benytter han ikke begrepet bokstavelig, men mer i form av at den har betydelig makt den som har muligheten til å bestemme utgangspunktet for lovgivningen (Crombez 2000a).

Utgangspunktet hans er at Kommisjonen er premissleverandør for lovgivningen i EU og dermed også agendasetter fordi de bestemmer utgangspunktet for lovgivningen i forhold til Rådet og EP sine preferanser. Kommisjonen vil derfor “manipulere” vinnersettet ved å fremme et forslag som ligger nærmest sin egen posisjon, men som er akseptable for Rådet og EP. De to institusjonene forhandler da med utgangspunkt i kommisjonsforslaget til de finner frem til en løsning (Crombez 2001). Preferanseavstanden og gruppestørrelse har kun betydning ved at de påvirker vinnersettet slik at Kommisjonen må endre posisjon på lovforslaget for å få det gjennom. Relevansen til agendasettingsmakt kan settes spørsmålsteget ved, siden det kan være vanskelig å identifisere agendasetterne. I tillegg er det ikke sikkert at man kan måle påvirkningen av agendasettingsmakt kun ut fra preferanseendring eller traktatsendring. Dette er noe som blir opp til analysen å vise. Héritier vurderer denne modellen i forhold til hvor plausibel den kan antas å være (Héritier 2001). Den første

innvendingen mot modellen er i forhold til Kommisjonens kontroll over de andre aktørenes preferanser. Selv om modellen er en forenkling av virkeligheten er det lite sannsynlig at Kommisjonen vet hvilke koalisjoner Rådet og EP danner i forhold til et forslag, når disse ikke har hatt muligheten til å lese eller forstå omfanget av saken. Den andre innvendingen mot forklaringsverdien av modellen er forutsetningen om euklidske preferanser over resultatet. Det vil si at det er lite trolig at aktørene har tydelige preferanser over hvilket utfall de ønsker seg når de ikke har fått muligheten til å debattere innholdet. Héritier beskriver beslutningsprosessen:

“[...]it only becomes clear in the course of negotiations and deliberations what the preferences of the parties involved are. Only in the course of these ‘problem solving’ negotiations do they gain information about what the implications of the issue may be.” (Héritier 2001:124)

Ut fra Crombez sin antakelse om agendasettingsmakt som det viktigste, vil derfor ikke utvidelse eller preferanseforskyvning endre noe med mindre de endrer vinnersettet slik at det opprinnelige Kommisjonsforslaget ligger utenfor vinnersettet. Utledet som en forventning til beslutningseffektivitet i medbestemmelsesprosessen fremmer jeg min tredje hypotese:

Proposisjon 3: *Beslutningstempoet endres hvis agendasettingsmakten endres*

Kommisjonsforslagene

Kommisjonsforslagene eller lovforslagene anses å ha betydning for beslutningseffektivitet på to måter, den ene er i forhold til politikkområde og den andre er i forhold til sakstype. Disse antakelsene gjøres basert på König sine funn beskrevet i litteraturgjennomgangen over. König sammen med Braüninger (König & Braüninger 1998) og med Schultz (König & Schultz 2000) fant at politikkområde hadde betydning i den grad et lovforslag var ansett å ligge innenfor det som var regnet som EUs kjerneområde. Ut fra et funksjonelt syn på EU vil det være størst oppslutning om de politikkområdene som anses å tilhøre primærfunksjonene til EU, og ikke politikkområder som for eksempel av noen anses å tilhøre nasjonalstaten eller medlemslandenes beslutningsmyndighet. I hvilken grad noe anses for å være innenfor EU sitt beslutningsområde kan komme av graden av integrering, men König og Schultz har definert ut tre områder som de måler dette over (König & Schultz 2000). Handel, landbruk og indre marked ser alle ut til å ha høyere beslutningseffektivitet enn andre politikkområder.

Definisjonen i denne undersøkelsen vil skille seg noe fra dette, men argumentasjonen bak antakelsene er den samme. Jeg antar derfor den fjerde hypotesen for overlevelsesmodellen basert på politikkområde:

Proposisjon 4: *Lovforslag tilhørende EUs politiske kjerneområde medfører høyere beslutningseffektivitet*

Saksinnhold har også gjennom König sin forskning vært ansett for å være av betydning for beslutningseffektivitet. Ulikhetene mellom direktiv, regulering, beslutning og anbefaling beskrives i Maastrichttraktaten under artikkel 188 (TEU 1992), og antas å ha betydning for beslutningseffektiviteten på grunn av de ulike kravene de stiller til implementering. König (Schultz & König 2000; König 2007) finner ulikheter i beslutningseffektiviteten mellom de ulike sakstypene, og begrunner dette med at direktiv er den mest omfattende sakstypen, reguleringer er den nest mest omfattende sakstypen og beslutninger og anbefalinger er mindre betydningsfulle og har derfor liten påvirkning på forhandlinger om utfallet. Jeg viderefører antakelsene fra König sine funn og antar derfor overlevelsesmodellens femte hypotese:

Proposisjon 5: *Beslutningseffektiviteten er lavere for mer omfattende forslag*

Selv om Jonathan Golub også fremsetter teorier om hva som påvirker beslutningseffektiviteten, er de tilsvarende de teorier og antakelser som er gjort ovenfor, slik at jeg unnlater derfor å fremsette egne hypoteser basert på hans funn.

2.3 Avgjørende faktorer for beslutningstidspunkt

Traktatenes betydning for lesningsrunde

Rasmussen og Toshkov sine undersøkelser om beslutningsprosessen omhandler hva som påvirker beslutningseffektiviteten i forhold til lesningsrunde. De undersøker i hovedsak i hvilken grad noe blir vedtatt i 1. runde og hvilke faktorer som påvirker hvilken lesningsrunde noe blir vedtatt. Det er to antakelser man kan gjøre på bakgrunn av funnene fra undersøkelsen de gjør (Rasmussen & Toshkov, kommer i tidsskrift, men publisert som konferansepapir 2010). For det første er beslutninger i 1. lesningsrunde teoretisk umulig, siden denne kun består av oversendelse av felles uttalelser og posisjoner, og ingen reelle vedtak. Derfor får man såkalte “falske” førsterundevedtak der beslutningen i virkeligheten skjer i andre runde (Rasmussen & Toshkov 2010). Dette medfører en antakelse om at traktatene påvirker hvilken

lesingsrunde et forslag blir vedtatt, fordi man under Maastricht ikke har mulighet for beslutninger i 1. runde og derfor vil dette antallet være lavt. Siden dette er mulig etter Amsterdam på grunn av introduksjonen av Trialoger og tidlig enighet, vil dermed gjeldende traktat ha betydning for hvilken lesingsrunde noe blir vedtatt. De teoretiske antakelsene om traktatsbestemmelsene vil derfor være grunnlaget for første hypotese om lesingsrunde:

Proposisjon 6: *Tidligere beslutninger er vanligere for Amsterdam enn for Maastricht*

Crombez nevner i sin artikkel fra 2000 at Amsterdamtraktaten endret mye i forhold til beslutningsprosessen, og at det i større grad ble en prosess der forhandlinger mellom Rådet og EP preget beslutningene (Crombez 2000a). Dette gjør at traktatsendringen kan være en plausibel forklaring for flere 1. runde vedtak. Det er også relevant siden de formelle traktatsendringene gjorde inngrep i beslutningsprosedyren ved at de fjernet Rådets mulighet til å reintrodusere forslag, og fremhevet EP som en mer likeverdig institusjon i lovgivningsprosessen. Om disse traktatsendringene faktisk endrer beslutningstidspunktet vil bli diskutert i forbindelse med analysen.

Sakstype bestemmer beslutningstidspunkt

Rasmussen og Toshkov fremsetter også en påstand om sakstypenes betydning for beslutningsprosessen, og hvordan denne avgjør beslutningstidspunkt. De mener at de tynge sakstypene, det vil si direktiv og noen ganger også reguleringer, har større sannsynlighet for å bli opptatt i Trialogene og forhandlet om der (Rasmussen & Toshkov 2010). Dette fordi de er mer krevende og tjener på den uformelle prosessen med få involverte. De mer omfattende sakene er også ofte viktige for aktørene som vil beholde mer av makten selv, noe de har mulighet i Trialogene der det er svært få medlemmer av EP og Rådet som har tilgang. Sakstypen sorteres i rekkefølgen; direktiv, regulering, beslutning, anbefaling. Av dette fremsettes hypotesen:

Proposisjon 7: *Vedtak fattes i tidligere lesingsrunde for omfattende saker enn for enkle saker*

Hverken König eller Golub fokuserer på beslutningstidspunkt i sine undersøkelser, men begge er opptatt av sakstyper. Sakstyper ser i alle de nevnte undersøkelsene ut til å være et relevant aspekt i forhold til beslutningsprosessen (Golub 2007; 2008, König 2007;2008). Det ser ut til

å ha påvirket varigheten av beslutninger, og kan derfor heller ikke utelukkes å kunne påvirke beslutningstidspunktet.

Beslutninger gjennom hestehandel

Hestehandling er et lite studert fenomen innenfor beslutninger i EU. Crombez har laget en tilsvarende modell for hestehandler som han har laget for beslutningsprosessen i EU (Crombez 2000a; 2000b). Han vektlegger agendasetting som en forutsetning for hestehandler gjennom vetorett både over utnevnelser i Kommisjonen, men også gjennom fremming av kommisjonsforslag. Kardasheva er derfor et noe mer interessant utgangspunkt for å undersøke hestehandler. Hennes empiriske undersøkelse av pakkeavtaler i 2008 kom frem til ulike konklusjoner for hva som avgjorde at pakkeavtaler var mulig å gjennomføre. Involvering av sentrale aktører, gruppestørrelser osv. var sentrale forklaringsvariabler i undersøkelsen. Kardasheva nevner også *saksopphopning* som en sentral forutsetning for at hestehandler eller pakkeavtaler skulle forekomme. Logikken bak saksopphopning er at det må være et stort nok antall saker i omløp i beslutningsprosessen til at pakkeavtaler skal være mulig og lage (Kardasheva 2008:14). Det er vanskelig å tenke seg at pakkeavtaler oppstår hvis man ikke kan forhandle med ulike lovforslag etter aktørenes ulike preferanser. I tillegg vil økt saksmengde medføre et økt press på beslutningstakerne til å fatte vedtak. Derfor vil saksopphopning ikke bare gi muligheten til forhandlinger, men også legge press på MEP og medlemmene av Rådet for å få ned arbeidsmengden.

Hvor relevant saksopphopning er kommer an på hvordan man vektlegger dette aspektet av hestehandler eller pakkeavtaler. Det skal ikke påstås at Kardashevas konklusjon er at hestehandler er tilstrekkelig sannsynlig kun ved saksopphopning, men at dette er en forutsetning for fenomenet. Selv om hun ikke direkte hevder saksopphopningens sammenheng med leingsrunder, kan dette være en plausibel og relevant implikasjon når arbeidsmengden innenfor medbestemmelsesprosedyren øker. Dette er noe på siden av Crombez sin forståelse av hestehandler. Han mener at det er intensiteten i preferansene som avgjør, ikke hvor mange saker man kan ta av (Crombez 2000b). Men han konkluderer med at dette kan gi en enklere beslutningsprosess og dermed muliggjøre at beslutningstidspunktet blir flyttet frem. Siden det er vanskelig å operasjonalisere og måle preferanseintensitet benyttes derfor Kardasheva som utgangspunkt. Derfor utformer jeg den siste hypotesen om lesningsrunde på bakgrunn av den ovenfor nevnte antakelsen om saksopphopning:

Proposisjon 8: Saksopphopning øker sjanse for tidlige vedtak

Tabell 2.1 gir en oversikt over forventninger basert på litteratur og teori som er omtalt ovenfor. Disse er utformet med utgangspunkt i endringen jeg forventer i den avhengige variabelen i de ulike modellene, basert på endringer i den aktuelle forklaringsvariabelen.

Tabell 2.1 – Forventninger basert på teori og tidligere forskning

Modell/Teori

Beslutnings- effektivitet:	Traktat	Politisk pref.avstand	Kjerne- område	Sakstype	Saksopphopning
<i>Tsebelis</i>	Effektiviteten synker	Effektiviteten synker	-	-	-
<i>Crombez</i>	Effektiviteten opprettholdes/ synker	Ingen betydning/ synker	-	-	-
<i>König</i>	Effektiviteten øker	-	Effektiviteten øker	Effektiviteten øker	-
<i>Golub</i>	Effektiviteten øker	Effektiviteten synker	-	Effektiviteten øker	-
Lesingsrunde:	Traktat	Politisk pref.avstand	Kjerne- område	Sakstype	Saksopphopning
<i>Rasmussen og Toshkov</i>	Tidlig vedtak mer sannsynlig	-	-	Tidlig vedtak mer sannsynlig	-
<i>Kardasheva</i>	-	-	-	-	Tidlig vedtak mer sannsynlig

3 Data og Metode

“To write it, it took three months;
to conceive it- three minutes;
to collect the data in it- all my life.”
- F. Scott Fitzgerald

3.1 Datainnsamling

Datainnsamlingsprosessen er både omstendelig og omfattende og jeg vil i det neste kapittelet beskrive og dokumentere datainnsamlingsprosessen som førte opp til datasettet som blir brukt i analysene i kapittel 4 og 5. Jeg vil forsøke å beskrive hvordan datasettet ser ut, hvilke variabler som er tatt med og hvorfor, og hva som ikke er tatt med og begrunnelsen for dette.

Kapittelet starter med å beskrive datainnsamlingen før jeg går nærmere inn på de to avhengige variablene som er underliggende beslutningseffektivitet; varighet og beslutningstidspunkt. Jeg beskriver så de inkluderte variablene, og hvordan jeg har operasjonalisert dem. Til sist i kapittelet diskuteres korte metodiske avveininger for analysemetode og alternative fremgangsmåter.

3.1.1 Tilgjengelighet

For å undersøke beslutningseffektivitet og beslutningstempo er det avgjørende å ha gode data som man kan analysere. Den første prosessen blir da å kartlegge hvor slike data er tilgjengelig. Tidligere studier har benyttet Kommisjonens hjemmeside PreLex⁸ som sin primærkilde, andre Eur-lex⁹. Jeg har derimot valgt å benytte EU parlamentets hjemmeside og arkivet der, The Legislative Observatory¹⁰ (LegObs). Dette er begrunnet i LegObs sin oppbygning, mer enn Eur-Lex og PreLex sin utilstrekkelighet. LegObs- arkivet omfatter alle saker som har vært behandlet i EP, og man kan avgrense søket til å gjelde ulike søkekriterier.

⁸ PreLex hjemmeside - <http://ec.europa.eu/prelex/apcnet.cfm?CL=en>

⁹ Eur-lex hjemmeside - <http://eur-lex.europa.eu/en/index.htm>

¹⁰ The Legislative Observatory - http://www.europarl.europa.eu/oeil/search_procstage_familyandtype.jsp

I dette tilfellet var det en stor fordel da jeg kun ønsket å se på saker behandlet i medbestemmelsesprosedyren. I tillegg har LegObs en nedlastingsfunksjon som gjorde det mulig å laste ned et sammendrag av de aktuelle forslagene. Dette var en fordel siden de ovenfor nevnte kildene til informasjon er arkiver som er i bruk, og informasjonen der oppdateres og endres daglig. Derfor var det ønskelig å lagre informasjonen i stede for å måtte gå tilbake til kildene under hele kodingsprosessen, slik at dataene ikke sto i fare for å endres under innsamlingsprosessen. At LegObs har blitt benyttet som primærkilde for å innhente data, utelukket ikke bruk av andre kilder. I enkelte tilfeller har dataene fra LegObs blitt vurdert som unøyaktig, delvis mangelfulle eller fullstendig fraværende. I slike tilfeller ble PreLex benyttet til å supplere dataene. Siden informasjonen som manglet fra LegObs var av en slik type at de ikke sto i fare for å bli forandret i tiden mellom innsamlingen og rettelsen, ble dette ansett som uproblematisk. Spesielt var det tilfeller der LegObs ikke hadde oppgitt hvem som var ansvarlig rapportør, eller der dette var utydelig. Sjeldnere tilfeller var når ansvarlig fagkomité i EP ikke var oppgitt i sammendragene fra LegObs. PreLex kunne da uten unntak supplere primærkilden på en god måte.

3.1.2 Antall enheter

Tidsavgrensing

Avgrensingen av hvilke enheter som er med i analysen er i stor grad allerede gjort i forskningsspørsmålet, men det kreves substansielle og metodologiske vurderinger utover dette (Franchino 2007: 79). Saker som falt innunder medbestemmelsesprosedyren ble avgrenset og nedlastet fra LegObs sine sider. Dette omfattet i alt 1237 saker frem til 31. desember 2009. Av disse sakene var det 31 som starter før Maastrichttraktaten iverksettes, og disse utelates fra analysen fordi de ble videreført under Maastricht og trukket fordi man ikke kunne oppnå enighet om dem. Nedre innsamlingsgrense settes derfor til 1. november 1993.

I forhold til vurderinger om den øvre tidsgrensen for innsamling av enheter, ble denne satt til 31. desember 2009. Det totale antall enheter talte da 1206 lovforslag fremmet under medbestemmelsesprosedyren. Etter en grundig vurdering av datasettet besluttet jeg å sette innsamlingspunktet for nye enheter til 31. desember 2007, altså to år tidligere. Dette fordi perioden 31. desember 2007-31. desember 2009 inneholdt uforholdsmessig mange sensurerte sett i forhold til tidligere år. Dette kan være et utslag av større uenighet etter 2007, men

sannsynligvis kommer sensureringen av at beslutninger krever en viss lengde på saksbehandlingen før vedtak i det hele tatt er mulig. Etter at det nye innsamlingstidspunktet var satt til utgangen av 2007, talte utvalget 1015 saker. Selv om innsamlingstidspunktet ble endret, endret jeg ikke observasjonsperioden. Denne varte fortsatt ut 2009. Hvis observasjonstidspunktet skal være likt innsamlingspunktet ville alltid de sakene som var registrert sent i perioden inneha en stor andel sensurerte saker, og dermed ha stor påvirkning på analysen, og det samme problemet som oppstod ved å ha innsamlingstidspunktet til og med 2009 ville også oppstått her.

Andre vurderinger

Etter at valgene basert på varigheten var tatt, var det også viktig å vurdere hvilke saker man skulle ha med basert på substansielle vurderinger. Nettutvalget bestod av 1015 saker, fordelt på perioden 1. november 1993 til 31. desember 2007. Hvis en ser til tidligere forskning er enhetene også vurdert i forhold til sakstype. Golub sine undersøkelser har spesielt vært kritisert for bare å undersøke direktiv, fordi han mener at disse har størst betydning (Golub 1999; Schultz & König 2000). Selv om dette har vært kritisert for en substansiell tvilsom vurdering, kan det se ut til at Golub har et poeng. Det er viktig å ta med det som er relevant i undersøkelsen, både for å slippe “støy” i datasettet og fordi man ønsker å trekke slutninger om det EU hovedsakelig befatter seg med, ikke unntakene. Franchino er av samme oppfatning. I sin utvelgelse av lovgivning av betydning, vektla han å sile ut de lovene som ikke var nevnt mer enn et visst antall ganger og som samtidig ikke var omfattende (Franchino 2007: 84). I stede for å skille ut bare direktivene, slik som Golub, kan en annen strategi være å skille mellom “A”- og “B”-saker. Schultz og König gjør dette i sin undersøkelse fra 2000 (Schultz & König 2000), men problemet med dette er at skillet ikke er entydig. Ofte er det slik at “A”-saker og “B”-saker blir benyttet om hverandre, og en “B”-sak kan etter en viss tid vise seg å bli like viktig eller inneha like mye prestisje som en “A”-sak (Golub 2008). Siden direktiv og reguleringer er de viktigste typene lovgivning i medbestemmelsesprosedyren vil disse bli vektlagt. Men jeg tar også med de andre sakstypene fordi jeg ikke har noen teoretiske forutsetninger for å utelate disse fra analysen. Avgjørelsen om å utelate enkelte sakstyper er etter min vurdering noe som hører operasjonaliseringen til og ikke datainnsamlingen, siden man ønsker å få med mest mulig informasjon i datasettet og med enkelhet kan begrense dette utvalget i operasjonaliseringen.

Hvorfor sette sammen et eget datasett når foreligger forskning og datasett som omhandler de samme temaene? Det kunne vært nyttig å benytte allerede eksisterende datasett i en undersøkelse om beslutningseffektivitet i EU, og det ville vært mindre ressurskrevende å benytte et eksisterende datasett enn å samle inn selv. Bakgrunnen for at eksisterende datasett ikke ble benyttet i forhold til å belyse min problemstilling er todelt. For det første omfatter de eksisterende datasettene flere enn en beslutningsprosedyre, i tillegg til medbestemmelse. Datasettene er i hovedsak bygd opp for å undersøke ulikhetene mellom medbestemmelse og andre prosedyrer. Det betyr at utvalget ville blitt mindre siden jeg måtte ha silt ut de relevante sakene. Golub (1999) og Schultz & König (2000) fokuserer for det meste på dette skillet og har derfor ikke inkludert data som vil være relevant for min problemstilling. For det andre er det slik at disse datasettene har en observasjonstid som kun strekker seg til slutten av 1990-tallet eller kort inn på 2000-tallet. De fanger ikke opp det som er hovedfokuset for denne oppgaven, nemlig utviklingen i medbestemmelsesprosedyrens effektivitet over tid. Derfor avgjorde jeg at jeg måtte foreta en ny datainnsamling. Det kan dermed ikke utelukkes at det finnes et relevant datasett som kunne vært benyttet, men i forhold til min viten eksisterer ikke et slikt. På grunn av begrensede ressurser måtte jeg også komme til den erkjennelsen at det ikke var alle variabler som kunne måles enkelt og hurtig. Det ble av den grunn søkt etter et datasett eller informasjon som kunne gi meg data om politisk preferanser i Rådet og i EP. Til dette formål ble Tim Veens datasett “Pep-Us” benyttet. Jeg kommer nærmere inn på beskrivelsen av innhenting og kodingen i beskrivelsen av variabelen.

Datasettet som er kodet og konstruert har fått navnet MaaM. Dette er fordi det er kodet på bakgrunn av en beslutningsprosedyre som har stått sentralt i to traktater, det vil si Maastricht og Amsterdam. Ved å ta de to første bokstavene i hver traktat kom jeg altså frem til navnet Ma- for Maastricht, og aM – for Amsterdam som ble MaaM. Når det oppgis kilde for figurer og tabeller i oppgaven er det dette datasettet det siktes til.

3.2 Operasjonalisering og deskriptiv statistikk

3.2.1 Den avhengige variabelen - varighet

Den avhengige variabelen i oppgaven er beslutningseffektivitet. Som nevnt i innledningskapittelet og i teoridelen er dette oppdelt i forslagenes varighet og beslutningstidspunkt. Derfor vil jeg også presentere to avhengige variabler, der de forholder

seg til hver sin analyse, men variabelen beslutningstidspunkt eller lesingsrunde inngår i varighetsanalysen. Utgangspunktet for varighet som avhengig variabel er i så måte å registrere en startdato og en sluttdato og beregne antall dager varighet et lovforslag har, basert på differansen mellom disse to punktene. Hvilke datoer skal man i så fall registrere? De foregående studiene om beslutningseffektivitet har målt tiden fra Kommisjonen har fremmet et forslag, til Rådet har fattet en beslutning om forslaget, eller i sensurerte saker, frem til slutt punktet for observasjonsperioden. Dette har vært en naturlig måte å måle varigheten på, siden Kommisjonen er monopolist på å fremme forslag, og Rådet har vært den eneste formelle beslutningstaker. Dette har også vært naturlige målingspunkter hvis man skal se over ulike prosedyrer, men i dette tilfellet vil varigheten i stedet bli målt mellom utsendelsen av kommisjonsforslaget (“initial legislative proposal”) og frem til siste formelle beslutning (“final legislative act”, “rejection” eller “withdrawal”). Dette er gjort av praktiske årsaker, siden disse datoene er enkle å få tilgang til, men også fordi EP er involvert og Rådets beslutning alene ikke er nok til at prosessen er ferdig. Problemet med å måle varigheten på denne måten er at resultatene av analysen kun blir sammenlignbare i relativ, ikke absolutt forstand til andre studier. Det hadde vært ønskelig å kunne sammenligne resultatene på begge måter. Målingen av varighet i dette datasettet skiller seg også fra andre datasett ved at den er her målt i antall dager, mens den i noen andre undersøkelser er målt i uker eller måneder. Dette er gjort for å få mest mulig nøyaktige resultater. Det er viktig å merke seg at store utslag i varigheten ikke nødvendigvis er store i relativ forstand, siden den her er målt på en fininndelt skala. Tabell 3.1 viser deskriptiv statistikk for den avhengige variabelen, *dager* som viser varigheten målt i dager. Antallet observasjoner er 1015, som tilsvarer det totale antallet saker i utvalget etter at de substansielle og metodiske vurderingene ovenfor er gjort.

Tabell 3.1 – Deskriptiv statistikk varighet

Variabelnavn	Snitt	St. avvik	Min	Median	Max	Skjevhet
<i>Varighet (dager)</i>	784.40	584.23	55	634	5120	2.35
<i>N</i>	1015					

Gjennomsnittlig varighet for et forslag i denne perioden var 784,4 dager. Det vil si en gjennomsnittlig behandlingstid på nesten to år og to måneder. Standardavviket er på 584,2 dager, noe som forteller at gjennomsnittlig behandlingstid ikke nødvendigvis er et spesielt egnet tall. Dette bekreftes også av ekstremverdiene for minimums- og maksimumsverdiene.

Det forslaget i utvalget med kortest behandlingstid var COD\2006\210 som hadde en varighet på 55 dager. Forslaget omhandlet regulering av “felles sertifisering for transport”. Det forslaget som har lengst behandlingstid i utvalget er COD\1995\305, som varer ut hele observasjonsperioden og som ved observasjonsperiodens slutt fortsatt ikke var fattet en beslutning om(sensurert). Dette er et direktiv om markedsføringen av landbruksfrø. Tabell 3.1 viser også ulikhetene mellom gjennomsnittlig varighet og medianen. Denne betydelige forskjellen mellom 50 prosent kvartilet og snittet i utvalget er også indikert av skjevheten i utvalget på 2.35, som ikke er ubetydelig. Grunnen til denne skjevheten har en substansiell forklaring og er et kjent trekk ved varighetsdata. Fordelingen på den avhengige variabelen vil være høyreskjev i og med at sakene antas å ha vart en periode før de er utsatt for risiko for å bli vedtatt. Datamaterialet har en minimumsverdi for varigheten på 55 dager. Dette forteller at et forslag må ha vare en viss periode før det kan vedtas. Dette er naturlig med tanke på de prosesser som et forslag skal gjennom, og det medfører at fordelingen av varighet har en hale ut mot høyre i slike studier. Det vil si at variabelen har en “naturlig” høyreskjevhet.

Tabell 3.2 - Deskriptiv statistikk varighet fordelt på traktatene

Variabelnavn	Snitt	St. avvik	Min	Median	Max
<i>Maastricht</i>	892.66	693.35	67	708	5120
<i>Amsterdam</i>	708.62	480.04	55	584	3430
<i>Begge</i>	1620.33	908.28	263	1408	3604
<i>Total</i>	784.40	584.23	55	634	5120
<i>N</i>	1015				

I tabell 3.2 er en grov inndeling av saksbehandlingstiden i ulike perioder, her inndelt i de ulike traktatsperiodene. Denne tabellen viser en ikke overaskende fordeling over saksbehandlingstiden. Gjennomsnittlig dager er høyest for verdien “Begge”, mens den er lavest under “Amsterdam”. Dette er kun ment som en illustrasjon over hvordan behandlingstiden fluktuerer under ulike omstendigheter, og jeg skal komme nærmere inn på dette under beskrivelsen av hver enkelt variabel.

3.2.2 Den avhengige variabelen - beslutningstidspunkt

Beslutningstidspunkt er den andre avhengige variabelen i oppgaven, men inngår også som kontrollvariabel i varighetsanalysen. Den er kalt lesingsrunde, siden den viser til de ulike lesingsrundene for kommisjonsforslagene behandlet under medbestemmelsesprosedyren.

Variabelen lesningsrunde består av tre ulike kategorier, der hver kategori tilsvarer hver sin lesingsrunde. Variabelen kunne vært kodet med referanseverdi 1, men dette ble ikke gjort ettersom variabelen skal inngå som en avhengig variabel i en rangert regresjon.

Lesingsrundene tilsvarer de ulike etappene av beslutninger det enkelte forslaget skal gjennom.

Tabell 3.5 viser en oversikt over de forslagene som er fremmet. Beslutninger i 2. runde er det vanligste. 50 % av alle endelige beslutninger blir tatt her. Beslutninger i 1. runde skjer ved 36 % av tilfellene, mens beslutninger i siste runde er forholdsvis sjelden med 14 % av tilfellene.

Tabell 3.3 skiller ikke mellom sensurerte og ferdigbehandlede saker, slik at selv om de er plassert i en av de tre behandlingsrundene er dette ikke en endelig konklusjon om at vedtaket skjer i denne runden. For at beslutninger skal være tatt må det oppnås enighet (eller en konkret uenighet) mellom Rådet og EP. En av begrunnelsene for endringen i

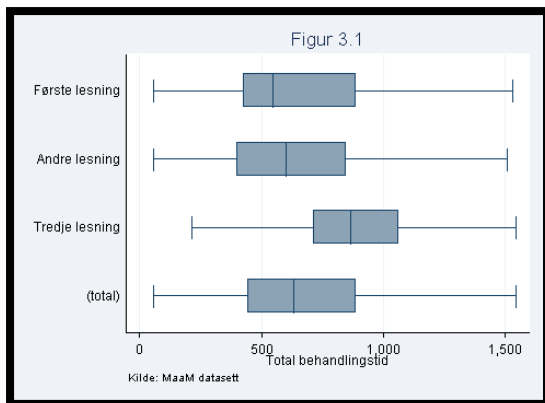
medbestemmelsesprosedyren i Amsterdamtraktaten var å gjøre beslutningene mer effektive.

Det vil si at antallet dager under behandling skulle senkes. Dette betød i praksis at man ønsket beslutning tidligere i prosedyren slik at varigheten på forhandlingene sank. Figur 3.1 viser den bivariate sammenhengen mellom lesningsrunde og varighet. Tolkningen er den samme som i figur 3.1.

Tabell 3.3 – Frekvenstabell for Lesningsrunde

Lesningsrunde	Antall	%
<i>Første lesning</i>	362	35.67
<i>Andre lesning</i>	509	50.15
<i>Tredje lesning</i>	144	14.19
<i>Total</i>	1015	100.00
<i>N</i>	1015	

Første lesing er den beslutningsrunden hvor varigheten er kortest, andre lesingsrunde tar noe lenger tid og spranget til tredje lesingsrunde er en del høyere enn økningen fra første til andre. Slik som for traktatsvariabelen består denne kategorien av en forholdsvis liten del av sakene.



Medianen totalt for hele variabelen ligger rett over medianen for 2. lesingsrunde. Uteliggerne er fjernet fra figur 3.1 for en enklere graf. Siden lesingsrundene antas å påvirke varigheten på beslutningseffektiviteten og saksbehandlingstiden er det ikke overraskende at de sakene som har kommet lengst i medbestemmelsesprosedyren er de som også tar

lengst tid. Hvis enighet mellom Rådet og EP er enkelt å oppnå, er det ingen grunn til at forslaget sendes videre, og hvis enighet ikke oppnås kan man sende forslaget til neste runde for så ha mulighet til en ny behandling.

3.2.3 De uavhengige variablene

Deskriptiv statistikk for de uavhengige variablene er rapportert under. I første kolonne er variabelnavnene beskrevet. Andre kolonne består av antall enheter med registrert verdi for den enkelte variabelen. Videre inneholder kolonnene gjennomsnittet, standardavviket, minimumsverdi, median eller 50 prosents kvartilen og maximumsverdien. Jeg vil gå nærmere inn på beskrivelsen av hver enkelt variabel, med utgangspunkt i tabell 3.4.

Tabell 3.4 – Deskriptiv statistikk uavhengige variabler

Variabelnavn	Beskrivelse av variablene	Antall	Snitt	St. avvik	Min	Median	Max
<i>Traktat</i>	0 = Maastricht, 1 = Amsterdam, 2 = Begge(forslag som er behnaldet under begge og bekreftet mai/juni 1999)	1015	0.85	0.46	0	1	2
<i>Komit�</i>	0 = Forsoning, 1 = Utenriks, 2 = Utviling, 3 = Internasjonal handel, 4 = Budsjett, 5 = Budsjettkontroll, 6 = �konomi/valuta, 7 = Sosial/sysselsetting, 8 = Helse, milj� og sikkerhet, 9 = Industri, forskning og energi, 10= Indre marked, 11 = Transport og turisme, 12 = regional utvikling, 13 = landbruk, 14 = Fiskeri, 15 = Kultur og utdannelse, 16 = Rettslig, 17 = Justis, 18 = Konstitusjon, 19 = Likestilling	1015	9.48	4.98	0	9	19
<i>Sakstype</i>	0 = Direktiv, 1 = Regulering, 2 = Beslutning, 3 = Anbefaling	1014	0.68	0.78	0	0	3
<i>Politisk preferanseavstand</i>	Den absolutte differansen mellom R�det og EP sammensatt fra Tim Veens datasett “PeP-Us”	1015	51.78	28.02	6.27	44.00	97.42
<i>Saksopphopning</i>	Antallet forslag som samtidig er i medbestemmelsesprosedyren	1015	229.21	75.44	9	251	307
<i>Partienes ideologiske plassering</i>	0 = GUE-NGL, 1 = S&D, 2 = Greens, 3 = NI, 4 = ALDE, 5 = EPP, 6 = ECR, 7 = EPD	970	3.42	1.93	0	4	7
<i>Partist�rrelse</i>	2 = NI, 3 = EPD, 4 = ECR, 5 = GUE-NGL, 6 = Greens, 7 = ALDE, 8 = S&D, 9 = EPP	970	7.81	1.56	2	8	9
<i>Politisk kjerneomr�de</i>	0 = NEI, 1 = JA	1015	0.51	0.50	0	1	1
<i>N</i>		1015					

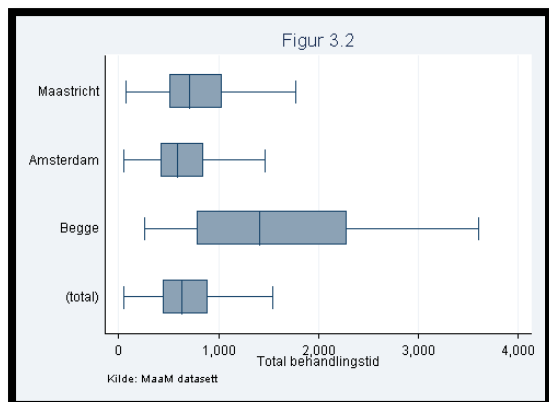
Traktat

Traktatsvariabelen er kodet med verdiene 0,1 og 2. Verdien 0 tilhører alle de sakene som er foreslått i perioden under Maastrichttraktaten, verdi 1 tilhører alle som er foreslått etter Amsterdamtraktaten og behandlet under disse traktatsprosedyrene. Verdi 2 tilhører kategorien “Begge”, som ikke er en egen traktat eller prosedyre, men en betegnelse satt på de sakene som først har blitt behandlet under Maastricht og så under Amsterdam. For eksempel er det lengstvarende forslaget i utvalget kodet kun som Maastricht, selv om den går over begge traktatsperiodene. Kriteriet for å bli kodet i gruppe 2 på traktatsvariabelen er at forslaget har stått fast i beslutningsprosedyren under Maastricht og denne uenigheten har blitt “vedtatt” av EP i perioden mai-juli 1999. Da den nye Amsterdamtraktaten var iverksatt 1. mai 1999 ble enkelte saker tatt opp av EP på ny. Sakene fikk ikke ny behandling, men det var kun ment som en erkjennelse av uenighet mellom Rådet og EP i disse enkeltsakene.

Tabell 3.5 – Frekvenstabell fra Traktatesvariabel

Traktat	Antall	%
<i>Maastricht</i>	195	19.21
<i>Amsterdam</i>	775	76.35
<i>Begge</i>	45	4.43
<i>Total</i>	1015	100.00
<i>N</i>	1015	

Dette gjorde man ved å få et formelt vedtak om at denne uenigheten også sto fast under de nye bestemmelsene for Amsterdamtraktaten. Som tabell 3.5 viser er antallet saker behandlet under begge traktater 45. Hvis denne kategorien skulle vært utelatt fra analysen, hadde disse enhetene blitt tillagt kategorien for Maastricht. Dette ville gitt i alt 240 saker som ble fremmet under Maastrichttraktaten, og 775 under Amsterdam. Ser man på den årlige fordelingen av forslag, utelatt kategorien “Begge”, blir 240 saker fordelt på 5,5 år for Maastricht et snitt på 43 saker i året. Under Amsterdamtraktaten er det 775 saker fordelt på 8,5 år som gir et snitt på 91 forslag fremmet per år. Selv om dette kun er et snitt av de to periodene, viser det at antall forslag i Amsterdamperioden er betydelig høyere enn under Maastricht. En enkel bivariat sammenheng mellom traktatsvariabelen og varighetsvariabelen t , slik som i figur 3.2, viser at



kategorien “Begge” har lengst varighet, mens “Amsterdam” har kortest. “Maastricht” ligger et sted midt mellom disse kategoriene, og totalen ligger mellom Maastricht og Amsterdam. Streken midt i boksene i boksplottet viser medianen eller 50 % -kvartilet for varigheten. Boksens nedre og øvre grense er henholdsvis 25- og 75 prosent kvartilen, og de nedre og øvre

grenselinjene er nedre og øvre verdi. Siden dette kun er ment som en enkel illustrasjon for sammenhengen er eventuelle uteliggere fjernet. Det er en betydelig større variasjon i kategori “Begge” enn i de øvrige kategoriene. Dette kan skyldes at antall enheter er lite slik at uteliggere kan innvirke på resultatet, men også at dette er saker som det har vært stor uenighet om. Såpass stor at EP formelt har bekreftet den i mai-juni 1999.

Komité

Det er ulike måter en kan operasjonalisere politikkområder på. Det er å se på saksinnhold, hvilke konfigurasjon av Rådet som behandler forslaget, hvilken EP komité som behandler forslaget osv. Jeg skal her benytte meg av EP komité for å operasjonalisere politikkområde. Variabelen er kodet etter hvilket politikkområde en sak eller forslag tilhører. Disse er fordelt på i alt 20 ulike områder, kodet fra 0-19. Komitévariabelen skal ikke benyttes i analysen slik den er utformet her, men er i stede et utgangspunkt for å lage andre interessante variabler basert på politikkområde. Tabell 3.6 nedenfor viser fordelingen av lovforslagene i de ulike EP-komiteene. Forsoningskomitéen skiller seg ut i forhold til de andre fagkomitéene ved at dette er en forhandlingskomité som har til formål å oppnå enighet i de saker hvor det har vært umulig for Rådet og EP å fatte en felles beslutning. Sakene går først gjennom to runder i den vanlige beslutningsprosedyren før de kommer frem til forsoningskomitéen, også kjent som 3. lesingsrunde. I forsoningskomitéen møtes representanter for Rådet og EP for å drøfte om det er mulig å oppnå enighet om lovforslaget og komme frem til en felles beslutning.

Begjæringskomitéen er utelatt fra kodingen siden det ikke var noen saker som tilhørte denne. Tabell 3.6 viser at de saksområdene det er flest av under medbestemmelsesretten er “Helse, miljø og sikkerhet”, “Lov” og “Transport og turisme”. Alle disse komiteene har flest forslag, med “Helse” som klart hyppigste politikkområde. I andre enden av skalaen har vi “Utenriks”, “Internasjonal handel”, “Budsjettkontroll”, “Regionsutvikling”, “Fiskeri”,

“Konstitusjon” og “Likestilling” som er de komiteene med klart færrest antall saker i observasjonsperioden. Det er verdt å legge merke til at disse komitéene er de man ofte forbinder med de viktigste parlamentariske komitéene og myndighetsområdene til nasjonale parlamenter, med noen unntak. Jeg skal ikke videre gå inn på mulige årsaker til at det er få utenrikssaker eller konstitusjonelle saker til behandling under medbestemmelsesretten, men denne fordelingen stemmer godt overens med hvilke saksområder som ligger innunder EP sin myndighet og hvilke politikkområder er vanlige for medbestemmelsesretten. Jeg vil understreke at enkelte av de sakene som vises i tabellen kan skifte til forsoningskomiteen, siden en andel av disse sakene er sensurerte.

Tabell 3.6 – Frekvenstabell EP komite

Komité	Antall	%	Median (varighet)	Komité	Antall	%	Median (varighet)
<i>Forsoning</i>	101	9.95	879	<i>Transport og turisme</i>	120	11.82	701
<i>Utenriks</i>	4	0.39	624	<i>Regionsutvikling</i>	8	0.79	640
<i>Utvikling</i>	18	1.77	392	<i>Landbruk</i>	20	1.97	419
<i>Internasjonal handel</i>	3	0.30	552	<i>Fiskeri</i>	2	0.20	422
<i>Budsjett</i>	13	1.28	369	<i>Kultur og utdanning</i>	50	4.93	481
<i>Budsjettkontroll</i>	6	0.59	852	<i>Lov</i>	145	14.29	777
<i>Økonomi og valuta</i>	99	9.75	515	<i>Borgernes rettigheter</i>	48	4.73	621
<i>Sysselsetting og sosial</i>	42	4.14	604	<i>Konstitusjon</i>	5	0.49	258
<i>Helse - miljø og sikkerhet</i>	191	18.82	637	<i>Likestilling</i>	9	0.89	559
<i>Industri - forskning og energi</i>	83	8.18	508				
<i>Indre marked</i>	48	4.73	584	<i>Total</i>	1015	100.00	634
<i>N</i>	1015			<i>N</i>	1015		

Tabell 3.6 viser også medianen for varigheten av lovforslagene fordelt på politikkområder. Jeg har valgt å inkludere dette i tabellen i stede for i egen graf fordi den da ville blitt for omfattende med så mange kategorier. Medianen i tabell 3.6 vil tilsvare den vertikale linjen i boksen i grafen. Medianen for politikkområdene viser at det er forsoningssaker som har lengst varighet. Dette er ikke overraskende i og med at forslag som går til forsoning har allerede gått

gjennom alle rundene i beslutningsprosessen. Forsoning er i seg selv ikke noe politikkområde, men en samlebolk for forslag det har vært stor uenighet om, og det synes derfor naturlig at medianen vil være høyest for denne gruppen.

Budsjettkontroll er også et politikkområde som har en median for varighet over 800 dager, men antallet saker på dette området er kun på 0,6 % av det totale saksomfanget i utvalget. De politikkområdene med lavest varighet er konstitusjonelle saker, utvikling og budsjett. Alle disse politikkområdene har en median på under 400 dager. Det er også interessant å se at to av disse politikkområdene, konstitusjon og budsjett, er to sentrale politikkområder for nasjonale parlamenter. På disse tre områdene ser vi også at saksomfanget er lite, siden hver av dem har under 2 % av saksmengden i utvalget, noe som kan være en forklaring på den lave medianen. Det er kun seks politikkområder som har en høyere median enn medianen for totalen i variabelen. Men disse seks politikkområdene står til gjengjeld for nesten halvparten av sakene i utvalget (44,4%).

Politisk kjerneområde

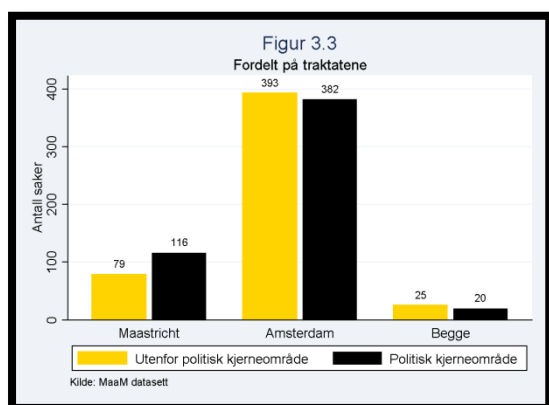
Det er ingen enkel oppgave å definere og operasjonalisere dette. Det er ulike måter å definere et politisk kjerneområde på og ulike måter å måle det. Ikke minst er det viktig å ikke definere det for snevert, slik at det ikke eksisterer eller finnes kun svært få tilfeller som tilhører disse politikkområdene. Motsatt er det viktig at det ikke omfatter for mange områder. Det er to mulige utgangspunkt som er vurdert for defineringen av kjerneområde. Det ene er å ta utgangspunkt i EUs opprinnelige oppgaver og virkeområder. Fordelen med dette er at man tar utgangspunkt i det som var definert som EUs kjerneoppgaver og den opprinnelige oppgaven organisasjonen skulle oppfylle. Ulempen ved denne måten å definere kjerneområde på er når skal man slutte å tillegge politikkområder? Utviklingen av EU over tid har medført at stadig flere oppgaver er tillagt EUs myndighets- og virkeområde slik at man i så tilfelle måtte sette et slutt punkt for når man skal slutte å ta inn nye saksfelt i kjerneområdene. Tidsaspektet og stadig nye oppgaver medfører også en annen utfordring. Politiske kjerneområder kan miste sin relevans. For eksempel vil en for snever definisjon av et politisk kjerneområde inneha saksfelt som ikke har relevans lenger. Hvis de opprinnelige oppgavene til EU skulle utgjøre det politiske kjerneområdet, ville det vært basert på en definisjon som innebefattet Kull- og Stålonionen (ECSC) og Euratom. Disse politikkområdene har ikke lenger noen relevans og vil derfor være ubetydelige.

Tabell 3.7 – Frekvenstabell politisk kjerneområde

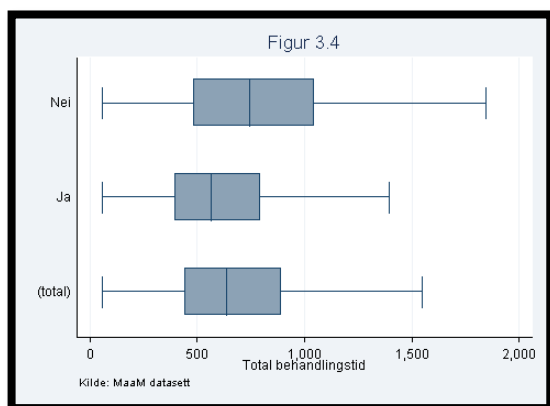
Politisk kjerneområde	Antall	%
Nei	497	49
Ja	518	51
Total	1015	100
<i>N</i>	1015	

Det virker lite trolig at de nye medlemslandene fra 2004 eller 2007 hadde de samme motivene og forventningene til hvilke oppgaver EU skulle løse som de opprinnelige seks medlemslandene. Definisjonen må derfor omfatte politiske områder som blir ansett som kjerneoppgaver for EU, samtidig som det må være relevante saksfelt.

En annen måte å definere kjerneområder er å ta utgangspunkt i relevante prosedyrer. Hva er de vanligste prosedyrene og hvilke politikkområder inneholder de? Selv om medbestemmelsesprosedyren kan tjene som en slik definisjon er det flere politikkområder underlagt denne prosedyren, som er utenfor EUs kjerneområde. Jeg vil derfor ta utgangspunkt i samarbeidsprosedyren, slik den er nedfelt i SEA og tillegge landbruk, siden dette er en viktig del av EU og har tilhørt en av kjerneoppgavene siden opprettelsen. Dette tilsvarer i alt ti artikler av EEC-traktaten (Earnshaw&Judge 1997:546). Hvordan skal man overføre denne definisjonen til å skille ut kjernepolitikk fra de andre politikkområdene? Jeg har tatt de politikkområder som SEA definerer innunder samarbeidsprosedyren og overført disse til EP komitéene. De EP komitene som innebefatter seg hovedsakelig med de områder som tilhører samarbeidsprosedyren, er definert som kjerneområder, i tillegg til landbrukskomiteen. Resten av EP-komiteéene er definert som ikke-politiske kjerneområder. Jeg benytter inndelingen



etter komitévariabelen, og har kodet ikke-kjerneområder 0, og kjerneområder 1. Dette medfører at alle sakene som tilhører i alt 9 EP-komiteer blir kodet til å tilhøre EUs politiske kjerneområder, inkludert landbrukskomitéen. Tabell 3.7 viser frekvensfordelingen av saker som tilhører kjerneområdet og saker som er definert utenfor. Fordelingen er nesten like



mange innenfor som utenfor, med en svak overvekt på 21 forslag utenfor. Dette er kanskje ikke overraskende da medbestemmelsesprosedyren har utviklet seg fra samarbeidsprosedyren og dermed er til en viss grad basert på de politiske saksområder i samarbeidsprosedyren. Figur 3.3 illustrer hvor mange saker som faller innunder henholdsvis

Maastricht, Amsterdam og for overgangssakene som har blitt behandlet under begge traktater. Det er en overvekt av politiske kjernesaker under Maastricht, mens det for saker etter Amsterdamtraktaten er en liten overvekt av saker som tilhører politikkområdet definert som utenfor. Forslag behandlet under begge traktater er i overvekt av ikke politisk kjerneområde. Den bivariate sammenhengen mellom varighet og kjerneområde (Figur 3.4) viser at de forslagene som ikke tilhører det som falt innunder samarbeidsprosedyren og landbruk, har en lenger varighet enn det som falt innunder. Det ser også ut til å være større spredning i varigheten i disse, enn de saksområdene som tilhørte samarbeidsprosedyren og landbruk. Medianen for den totale varigheten ligger nærmere de politiske kjerneområdene enn de utenfor.

Sakstype

De ulike sakstypene som foreslås innenfor medbestemmelsesprosessen er direktiv, reguleringer, beslutninger og anbefalinger. Disse blir utformet etter hvor viktige beslutningene er og hvor bindende de er ovenfor medlemsstatene og andre juridiske avgjørelser. Direktiv er den mest omfattende type beslutninger under medbestemmelsesprosedyren. Når et nytt direktiv blir vedtatt er det medlemstatenes oppgave å tilpasse disse til nasjonal lovgivning og implementere dem. Kommisjonen har som rolle å påse at dette skjer i henhold til direktivets hensikt. Saker av typen reguleringer har en mer direkte innvirkning på nasjonal lovgivning ved at de skal implementeres uten nasjonal tilpasning, men i henhold til de bestemmelser nedfelt i den enkelte reguleringen. Kommisjonens oppgave er å overse implementeringen og påse at denne skjer i henhold til reguleringens intensjon. Beslutninger, som sakstype, er en beslutning om enkeltsaker, ofte innenfor landbruk og indre marked, som er bindende ovenfor den det gjelder. Dette kan være i forhold til fastsetting av minstepriser, næringslivsbeslutninger om konkurranseforhold og

større oppkjøp av selskaper etc. Anbefalinger er ikke-bindene beslutninger som omhandler et spesielt tema eller saksfelt, ofte i forbindelse med lovgivning eller endring av lover i en spesiell medlemsstat. Selv om den ikke har juridisk vekt, slik som de tre andre sakstypene, har den politiske tyngde og uttrykker EU-institusjonenes mening om det bestemte temaet. Anbefalinger kan være forløpere for andre sakstyper innenfor samme politikkområde.

Hvordan skal man dele inn og måle ulikhetene mellom de forskjellige beslutningstypene? Som jeg allerede har vært inne på under beskrivelsen av datainnsamlingen er det viktig at både kodingen og operasjonaliseringen ikke utelater for mye informasjon og samtidig fortsetter i den faglige diskursen som allerede er etablert. Det er viktig å operasjonalisere sakstypevariabelen slik at den blir mest mulig sammenlignbar med tidligere undersøkelser. Hensikten med dette er at siden de forventninger en har til analysen er skapt på bakgrunn av tidligere undersøkelser og må da ha en viss form for konsistens. Ulike måter er brukt for å operasjonalisere sakstyper, enten ved en dikotom variabel som skiller mellom direktiv og andre, eller ved en kategorisk variabel som skiller direktiv og reguleringer fra resten. Jeg skal her operasjonalisere sakstype som målt etter sakstype for alle de fire sakstypene som forekommer i medbestemmelsesprosedyren. Grunnen til at jeg velger å ikke følge de andre metodene for måling av sakstyper er at jeg ikke ønsker å utelukke informasjon fra analysen. For eksempel er det slik at en formell uttalelse fra EU, slik som under konsultasjonsprosedyren, ble tillagt politisk vekt før de fikk medbestemmelsesrett fordi EP ble ansett som en legitim institusjon i kraft av å være direkte valgt. Siden jeg her ikke skal vurdere i hvilken grad forslagene av type anbefaling blir etterfulgt, velger jeg derfor å ta disse med. Hvis det derimot skulle vise seg at de hadde en uønsket innvirkning på analysen, for eksempel i form av “støy” i resultatene (Golub:1999), kan jeg velge å utelukke disse. Det er viktig og hele tiden å revurdere resultatene i forhold til det konseptet man ønsker å måle (Adcock & Collier 2001).

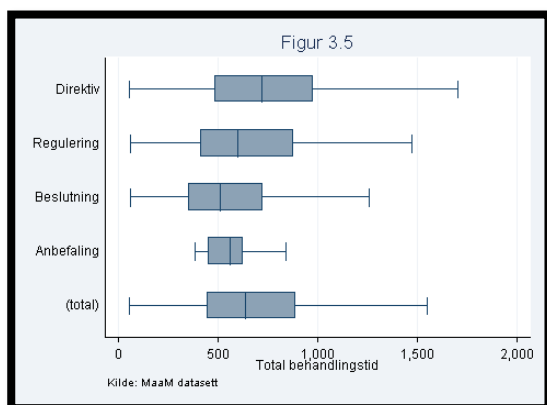
Tabell 3.8 viser frekvensfordelingen av de ulike sakstypene for utvalget. Som tabellen viser er direktiv det klart mest benyttede sakstypen i medbestemmelsesprosedyren i perioden 1.november 1993 til og med 2007 med 509 saker som tilsvarer rett i overkant av halvparten av alle saker. Reguleringer er den nest mest vanlige sakstypen med 330 saker av i alt 1015 som gir en andel på ca. 1/3 av alle sakene. Beslutninger er nest mest sjelden, og 16 % av alle sakene er beslutninger, mens anbefalinger er uvanlig med kun 11 saker i hele undersøkelsesperioden. Dette gir et gjennomsnitt på under en anbefaling pr år. Ingen saker er

undefinert. Det er tydelig at Franchino og Golub har et poeng i at man burde vurdere sakstype av betydning i en analyse, men når man ser på antall beslutninger og anbefalinger til sammen i analysen ville med Golub sine kriterier for utvelgelse mistet nesten 20 % av utvalget. Derfor er det ønskelig å ha med disse i analysen og heller revurdere på bakgrunn av resultatene.

Tabell 3.8 – Frekvenstabell for sakstypevariabel

Sakstype	Antall	%
<i>Direktiv</i>	509	50.15
<i>Regulering</i>	330	32.51
<i>Beslutning</i>	165	16.26
<i>Anbefaling</i>	11	1.08
<i>Total</i>	1015	100.00
<i>N</i>	1015	

Figur 3.5 viser en bivariat sammenheng mellom varigheten og de ulike sakstypene. Grafen viser en ikke uventet fordeling der direktiv tar lengst tid, og det er også denne sakstypen som er mest omfattende, til beslutninger som tar kortest tid. Avstanden mellom de tre typene ser ut til å være noenlunde stabil. Anbefalinger bryter med den fordelingen som kan observeres



for de andre sakstypene. Dette kan komme av at anbefalinger faktisk tar lenger tid enn beslutninger eller det kan komme av det lave antallet anbefalinger i datasettet. Den fordelingen som kan observeres ut fra figur 3.5 er en indikasjon på at operasjonaliseringen bør vurderes, selv om jeg fortsetter å ha dem med her.

Partienes ideologiske plassering

Partienes ideologiske plassering er operasjonalisert ut fra hvilken partigruppe som har den ansvarlige rapportør for det enkelte forslaget og hvor denne partigruppen plasserer seg på den politiske venstre-høyreaksen. Bakgrunnen for at jeg har valgt å måle det ut fra rapportørens partitilhørighet er at dette anses som en enkel måte å måle partiplassering. Hvordan fungerer dette som en operasjonalisering mellom ideologisk tilhørighet og hvilket parti som har ansvarlig rapportør? Fordelingen av rapportører skjer etter partienes størrelse i EP. De største partiene får flest rapportører og de minste har færrest. Rapportøren tjener som EP sin utsending i den enkelte saken. Han skal forberede saken for behandling i komitéen, forhandle med på vegne av EP med Rådet og Kommisjonen, og forberede forslaget som skal opp i en plenumsdebatt i EP. Rapportørens rolle er altså betydningsfull og han er ikke uten påvirkning på det endelige utfallet. Siden partiene ikke har noen mulighet for å fremme lovforslag siden det er Kommisjonens rolle, er dette den eneste muligheten til å måle partienes innvirkning på beslutningsprosessen uten at måleverktøyet blir for omfattende å lage. Variabelen måler altså rapportørens partis ideologiske plassering på den politiske venstre-høyreskalaen.

Tabell 3.9 – Frekvenstabell av saker fordelt på partienes ideologiske plassering

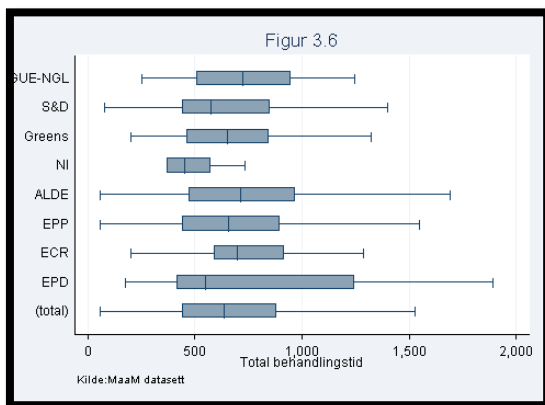
Partigruppe	Antall	%
<i>GUE-NGL</i>	29	2.99
<i>S&D</i>	280	28.87
<i>Greens</i>	59	6.08
<i>NI</i>	13	1.34
<i>ALDE</i>	124	12.78
<i>EPP</i>	421	43.40
<i>ECR</i>	24	2.47
<i>EPD</i>	20	2.06
<i>Total</i>	970	100.00
<i>N</i>	970	

Tabell 3.9 viser frekvensfordelingen av saker som er gitt til hvert parti. Der kommunistene helt til venstre, har fått verdien 0 (GUE-NGL) og partiet helt til høyre, de høyrekonservative EU-

skeptikerne, har fått verdien 8 (EPD). Det finnes også en partigruppe som ikke er med i tabellen, men som har eksistert i EP i undersøkelsesperioden. Det er DR, eller ITS som betegnes som de høyreekstreme nasjonalistene.

Dette partiet ville tatt plass lengst til høre på skalaen med kode 9 men disse har ikke hatt rapportøransvaret for noen forslag i undersøkelsesperioden. Et alternativ til denne tabellen er å dele opp partigruppene i tre kategorier, som inkluderte venstresiden, sentrum og høyresiden. Tabell 3.9 viser at fordeling av saker i liten grad følger et ideologisk mønster. Dette er heller ikke å forvente når fordelingen av rapportører skjer på bakgrunn av størrelse. De konservative (EPP) er gruppen med klart høyest antall rapportører, mens de uavhengige (NI) har færrest rapportører i perioden. Til sammen har de tre partigruppene med høyest antall rapportøransvar 85 % av det totale antallet, og disse partigruppene er fordelt på henholdsvis venstre-, sentrum- og høyresiden. Det totale utvalget består av 1015 saker, men tabellen viser at det totale antallet saker med en registrert rapportør er 970. 45 forslag er “missing” for denne variabelen. Dette er ikke på grunn av manglende datakilder, men skjer ofte i enkelte saker som blir kjørt hurtig gjennom prosessen. Det kan for eksempel være at forslag er behandlet på nytt igjen etter en omformulering fra Kommisjonen. Dette kan skje hvis Rådet og EP er enige om det meste etter forsoningskomitéen. Da omformulerer Kommisjonen ofte forslaget og utelater stridstemaene. Eller det kan være andre saker som av ulike grunner blir tatt opp på nytt, endret eller sendt rett til avstemning. Da hender det at den ansvarlige fagkomité i EP ikke ser det nødvendig å oppnevne en rapportør, men tar forslaget rett til plenumsavgjørelse.

Figur 3.6 viser den bivariate sammenhengen mellom partienes ideologiske plassering og



varigheten for forslagene. Der kommunistene (GUE-NGL) er rapportører i de sakene som tar lengst tid, med de liberale (ALDE) og EU-konservative (ECR) rett bak. Det ser derfor ut til at varigheten heller ikke følger noen spesifikk fordeling i forhold til ideologisk plassering, selv om det kan se at venstresiden ligger samlet noe under høyresiden i behandlingstid.

Partistørrelse

Variabelen partistørrelse er målt ut fra størrelsen på partigruppen eller partiet som rapportøren til et forslag tilhører. Begrunnelsen for denne operasjonaliseringen av partistørrelse er den samme som for foregående variabel. Partistørrelsens betydning for varigheten kan enklest måles ved å se på hvilken størrelse partiet til rapportøren tilhører i hvert enkelt tilfelle.

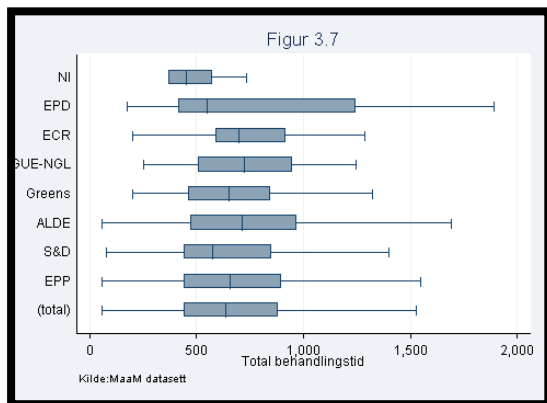
Variabelen er satt sammen på samme måte som partienes ideologiske plassering, med en skala fra 0 til 8, der høyere verdi på skalaen tilsvarer flere antall seter i EP. Partiet med lavest gjennomsnittlig oppslutning gjennom observasjonsperioden er DR eller ITS, som er det høyreekstreme euroskeptiske partiet. Denne partigruppen har ikke hatt noe rapportøransvar i observasjonsperioden og er derfor også utelatt fra variabelen. Tabell 3.10 viser fordelingen av forslag på partiene etter størrelse. Ut fra tabellen ser man at den gruppen med lavest antall rapportører er gruppen for de uavhengige(NI), og den partigruppen med flest antall rapportører er den konservative gruppen (EPP).

Tabell 3.10 – Frekvenstabell partistørrelse

Partistørrelse	Antall	%
<i>NI</i>	13	1.34
<i>EPD</i>	20	2.06
<i>ECR</i>	24	2.47
<i>GUE-NGL</i>	29	2.99
<i>Greens</i>	59	6.08
<i>ALDE</i>	124	12.78
<i>S&D</i>	280	28.87
<i>EPP</i>	421	43.40
<i>Total</i>	970	100.00
<i>N</i>	970	

Differansen mellom antall ganger de har vært rapportører er stor, og EPP har gjennom perioden hatt rapportøren er 32 ganger så mange som NI. Tabell 3.10 viser også at fordelingen av rapportører og partigruppenes størrelse har vært stabil gjennom observasjonsperioden. Antallet ganger hvert parti har hatt rapportøren, følger den relative

gjennomsnittlige fordelingen av oppslutning. Det kunne tenkes at for eksempel hvis en partigruppe opplevde stor oppslutning ved ett EP valg, og i den neste parlamentsperioden hadde få rapportøransvar, kunne endt med et disproporsjonalt antall rapportører i forhold til gjennomsnittlig oppslutning.



Det totale antallet er også her det samme som for partienes ideologiske posisjon, og 45 enheter er satt til "missing". Siden variabelen er kodet på bakgrunn av samme materialet er forklaringen for "missing" den samme. Disse sakene ble behandlet i medbestemmelsesprosedyren og EP uten en oppnevnt rapportør. Figur 3.7 viser den bivariate sammenhengen mellom varighet og

partistørrelse, og vi kan se at varigheten for de første fire gruppene viser en gradvis økning i medianen, men etter hvert så blir dette mønsteret borte og det ser ut til at varigheten varierer tilfeldig. Det kan ikke trekkes noen slutninger basert på fordelingen i den bivariate grafen. Varigheten i figur 3.7 ser ikke ut til å følge noe bestemt mønster. Den variasjonen som kan observeres for de partiene i de laveste kategoriene kan også være et utslag av tilfeldigheter.

Saksoppfølging

Hestehandel kan være et sentralt element i studiet av beslutningseffektivitet. Man kan tenke seg at politiske kompromiss og beslutningstaking i virkeligheten kommer an på evnen til å forhandle om utfall i ulike saker. En forutsetning for at det skal være mulig med politiske hestehandler er i så måte at det finnes et rom for å gjøre politiske byttehandler. Dette avhenger av at det finnes saker å forhandle om, og jeg har i datasettet valgt å måle muligheten for forhandlinger i stede for selve handelen. Bakgrunnen for dette er som Kardasheva skriver at disse forhandlingene er vanskelige å oppdage, ved at du må lete grundig i politiske referat. I andre tilfeller er de også høyst uformelle, slik at det ikke finnes skriftlige kilder om dem, bare uformelle avtaler mellom beslutningstakere som ofte tilhører toppene i de ulike partigruppene (Kardasheva 2008). Dette gjør at *saksoppfølging* vil bli brukt som mål på såkalt hestehandel eller "logrolling". Saksoppfølging antas å være en forutsetning for at politiske forhandlinger om beslutninger kan forekomme. Flere forslag gjør mulighetsrommet for forhandlinger større, i og med at det er flere saker å bytte. Saksoppfølging er derfor en nødvendig, men kanskje

ikke tilstrekkelig forutsetning for forhandlinger. Det gjøres ingen antakelser om spredning over politikkområder eller andre forhold knyttet til fenomenet, først og fremst på grunn av at dette er krevende å finne ut av. Variabelen er laget ved å måle hvor mange forslag som til enhver tid er til behandling i det enkelte året. Hvis en sak blir fremmet i februar 2002 og vedtatt i desember 2005 teller denne saken som et forslag til behandling i år 2002, 2003, 2004 og 2005. Tiden er definert som lik varigheten, det vil si perioden mellom forslaget blir fremmet til den siste lovgivende handlingen forekommer. Hvis et forslag har varighet inn i et kalenderår er dette tilstrekkelig å bli regnet som en del av det totale antallet saker som tilhører dette beslutningsåret. Tabell 3.11 viser frekvensfordelingen av saksopphopning fordelt på årstall. I 1993 var det 9 saker til behandling, noe som er forventet i og med at Maastricht ble iverksatt 1. november samme år. 2006 er året hvor flest forslag er til behandling og arbeidsmengden størst. Tabellen viser en dobbel registrering av 1997/2009.

Tabell 3.11 – *Frekvenstabell saksopphopning*

Forslag i omløp	%	Årstall	Forslag i omløp	%	Årstall
9	0.28	1993	244	7.67	2008
45	1.40	1994	248	7.73	2005
76	2.37	1995	251	7.83	2002
111	3.46	1996	258	8.04	2001
125	7.86	1997/2009	271	8.45	2004
160	4.99	1998	288	8.98	2003
166	5.18	1999	297	9.26	2007
222	6.92	2000	307	9.57	2006
244	7.67	2008	Total	100.00	1993-2009
N	3207				

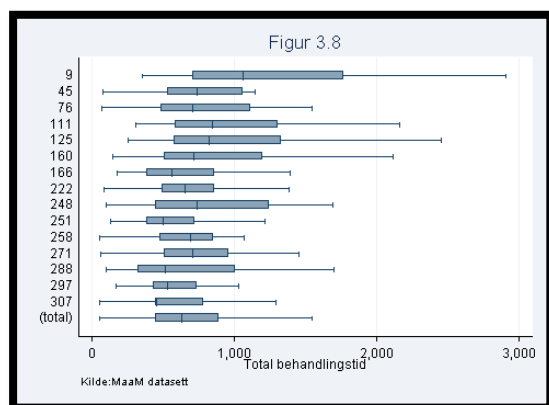
Dette er fordi at både i 1997 og 2009 var det 125 saker til behandling. Tallet for 2009 er ikke reelt siden jeg sluttet å registrere nye saker i 2007, slik at det må vurderes om man her skal bruke et erstatningstall for 2008 og 2009, som åpenbart vil ha for lav saksmengde, eller om de eksisterende tallene skal benyttes eller om de skal utelates fullstendig. Jeg har her valgt å beholde variabelen som den er. Det totale antallet enheter skiller seg fra de andre variablene ved å være 3207. Dette er fordi variabelen i motsetning til de foregående ikke bare har en

registrering per enhet, men varierer fra år til år. Dette er et såkalt tidsvarierende kovariat, og har en registrering per år. Derfor vil én enhet kunne ha flere registreringer, men maks en per kalenderår. For eksempel er det slik at hvis en enhet har en varighet i fem kalenderår vil den for saksopphopningsvariabelen ha fem registreringer og dermed komme ut som fem enheter i stede for en.

Tabell 3.12 – Deskriptiv statistikk saksopphopning

Saksopphopning	Antall	Snitt	St. avvik	Median
	3207	232.02	67.52	251
<i>N</i>	3207			

Den deskriptive statistikken for variabelen viser at gjennomsnittlig antall saker til behandling i perioden er 232 saker og standardavviket er 67. Avviket i snittet er relativt høyt, men medianen ligger også rundt gjennomsnittet. Figur 3.8 viser den bivariate sammenhengen mellom varighet og saksopphopning. Grafen viser ingen tydelig varigheten sett i sammenheng med sakopphopningen. Det ser ut til å være en vilkårlig fordeling av varigheten. Det kan se ut



til at varigheten generelt ligger noe høyere for liten arbeidsmengde enn for høy, selv om ikke dette er et konsist mønster. Maksverdiene er høyere for perioder med liten arbeidsmengde, selv om saksmengden på 45 og 76 saker avviker noe fra dette. Frem til og med 166 lovforslag i året, ligger alle medianene i grafen høyere enn totalen, mens de for verdiene høyere enn 166 varierer med å ligge over og under.

Politisk preferanseavstand

Innholdet i politisk preferanseavstand er de eneste dataene som er hentet fra et eksisterende datasett. Variabelen kommer fra datasettet “Pep-US” og som er presentert i artikkelen “Positions and Saliience in European Union Politics: A New Dataset” ¹¹av Tim Veen (Veen: kommer 2012). Veens datasett måler partienes plassering på en skala konstruert med

¹¹ <http://www.timveen.com/>

utgangspunkt i det enkelte partiets valgprogram for EU-valgene. Skalaen tar i betraktning posisjonen til partiet, basert på holdningen til ulike EU-politikk, men også hvor fremtredende det enkelte politikkområdet er (Veen kommer 2012). Denne skalaen ble brukt til å sette sammen en indeks for EP sin politiske posisjon og Rådet sin posisjon, basert på Veens tall. Den politiske posisjonen til EP ble laget ved å ta det indekstallet et parti hadde og vektet dette mot antall seter det hadde i EP. Sverige er kodet til å ha sitt første parlamentsår i 1995, Østerrike og Finland i 1996 og de nye medlemslandene fra 2004. De nye medlemslandene fra 2007 er holdt utenfor siden det ikke fantes tall for disse tilgjengelig i Veens datasett.

Veens datasett inneholder politisk preferanseposisjon for regjeringene i medlemslandene fra 1998-2007. Siden undersøkelsesperioden strekker seg lenger tilbake i tid enn dette, ble tallene fra Veens datasett for perioden før 1998 benyttet til å sette sammen en indeks for disse regjeringene. Partienes posisjon ble hentet fra Veens datasett og vektet ved partiets makt delt på den totale makten i regjeringen. Der hvor det ikke var koalisjonsregjeringer ble bare indeksen benyttet. Etter å ha satt sammen de resterende indekstallene for de regjeringene som manglet ble disse tallene benyttet for å konstruere en indeks for Rådet samlet. Den plasseringen hver regjering hadde fått ble så vektet i forhold til det antall stemmer det enkelte medlemsland hadde i Rådet. Etter dette var gjort, trakk jeg fra den tidligere utregnede posisjonen til EP for perioden og fikk så den politiske preferanseavstanden mellom Rådet og EP.

Siden regjeringsskifter og valg skjer til ulike tidspunkt i de ulike medlemsstatene skifter Rådets politiske plassering oftere enn EP, som kun skifter ved valg hvert femte år. Det var derfor nødvendig å fastsette et tidspunkt for endring i indeksen for Rådets preferanse. Tim Veen har foretatt dette skifte i sitt datasett i august, siden det var lite politisk aktivitet i denne måneden (Veen kommer 2012). Dette var også et alternativ for denne undersøkelsen, men av praktiske grunner valgte jeg å legge dette skiftet i politisk preferanse til årsskiftet. For det første var det ikke praktisk mulig å ha en ny verdi for hvert regjeringsskiftet siden dette skjer med ujevne mellomrom, og det har ikke noen praktisk verdi at indeksen skifter for eksempel tre ganger i juli, fordi det er tre land som har regjeringsskifter i denne måneden. Derfor måtte jeg fastsette et tidspunkt hvor den politiske preferansen kunne endres. For det andre hadde jeg allerede fastlagt et endringspunkt for saksopphopning, slik at det ville være naturlig å legge endringen i preferansevariabelen til samme tidspunkt. Tidspunktet for når preferansevariabelen skulle endres ble derfor satt til årsskiftet av praktiske årsaker. Det ble også vurdert å ha

hyppigere eller lengre intervaller for preferansevariabelen, men med hyppigere intervaller risikerer man å ha for liten variasjon i variabelen, og ved for lange intervaller risikerer man å ikke fange opp viktige skifter. Det bør også nevnes at tidsmessige hensyn ble tatt når vurderingen om intervaller for variabelen ble bestemt, da flere og ulike tidsvarierende kovariater er tidkrevende i forhold til dataregistrering.

Hvordan ser variabelen ut? Tabell 3.12 viser frekvensfordelingen av avstanden mellom Rådet og EP i forhold til politisk preferanse. Første kolonne beskriver preferanseavstanden og kolonne nummer to beskriver hvor mange saker som er behandlet med denne preferanseavstanden. *N* viser at antallet observasjoner er 3207.

Tabell 3.12 –*Frekvenstabell politisk preferanseavstand*

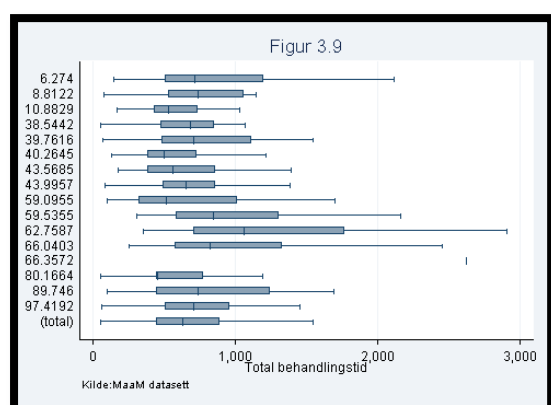
Politisk preferanseavstand	Antall	%	Politisk preferanseavstand	Antall	%
6.27	160	4.99	59.54	111	3.46
8.81	45	1.40	62.76	9	0.28
10.88	297	9.26	66.04	125	3.90
38.54	258	8.04	66.36	127	3.96
39.76	76	2.37	70.21	246	7.67
40.26	251	7.83	80.17	307	9.57
43.57	166	5.18	89.75	248	7.73
44.00	222	6.92	97.42	271	8.45
59.10	288	8.98	Total	3207	100.00
<i>N</i>	3207		<i>N</i>	3207	

Slik som for saksopphopningsvariabelen har forslagene ulik varighet avhengig av behandlingstid, og for hvert kalenderår får de en ny verdi på den politiske preferanseskalaen. Variabelen er det man kaller et tidsvarierende kovariat, hvor flere verdier er registrert per enhet avhengig av hvor lenge den varer. Preferanseskalaen i tabell 3.12 går fra 6.27 til 97.42. Verdien 0 tilsvarer ingen preferanseavstand. Skalaen er gjort absolutt, det vil si med bare positive tall, siden det er avstanden fra 0 som er viktig ikke om det er negative eller positive tall. For eksempel vil -60 tilsvare like stor avstand som 60, da det ikke er klart av Tim Veens datasett hva negative og positive verdier står for.

Tabell 3.13 – Deskriptiv statistikk preferanseavstand

Politisk preferanseavstand	Antall	Snitt	St. avvik	Median
	3207	54.9	26.9	59.1
N	3207			

Tabell 3.13 viser deskriptiv statistikk for politisk preferanseavstand, hvor gjennomsnittlig preferanseavstand er 54 og medianen 59. Snittet og medianen ligger ganske stabilt, og litt over midten av den totale preferanseavstanden. Dette kan tyde på at det er vanligere med stor preferanseavstand enn med liten. Figur 3.9 viser en ujevn fordeling av medianene for sammenhengen mellom varighet og politisk preferanseavstand. I forhold til medianen for den totale varigheten i datamaterialet ser det ut til at de lavere verdiene ligger nokså nære denne, men det ser ikke ut til å være noe mønster i hvilken verdi som ligger høyere og lavere. Over



preferanseavstand på 59 ser alle verdier ut til å medføre høyere varighet, med et unntak, siden medianene for disse ligger høyere enn for totalen.. Det er størst sprik i varigheten for de laveste verdiene og for de middels høye verdiene, hvis vi ser på avstanden mellom minimum og maksimum varighet. Ellers ligger de andre verdiene for preferanseavstand rundt totalen for variabelen.

Årstall

Kalenderår- eller årsvariabelen henviser til hvilket kalenderår et forslag blir fremmet og behandlet. Denne variabelen er også et tidsvarierende kovariat ved at den endrer seg hvert år. I alt inneholder variabelen 1015 enheter og 3207 observasjoner. Jeg har valgt å presentere antall forslag fremmet og vedtatt per år. Tabell 3.13 viser at det kun var 9 forslag som ble fremmet i 1993, noe som ikke er overraskende tatt i betraktning at Maastricht ble iverksatt 1. november dette året. Antall forslag som blir fremmet frem til år 2000, da Amsterdamtraktaten ble innført, ligger stabilt lavt +/- 50. Fra 2000 ligger antall nye forslag i medbestemmelsesprosedyren stabilt fra 76 til 114 for toppåret 2003. Siden registreringen av nye saker ble avsluttet ved utgangen av 2007, er det derfor ingen registreringer for 2008 og

2009. Årene 2003, 2006 og 2007 er de årene med flest saker foreslått, alle med over 10 prosent av det totale antallet. Hvis en ser på antall saker som er besluttet per år er det ingen saker som ble besluttet i 1993. Tatt i betraktning gjennomsnittlig behandlingstid for utvalget av saker og at 1993 kun hadde to måneder hvor Maastrichttraktatens bestemmelser var brukt, er dette ikke overraskende. Antall forslag vedtatt stiger også jevnt frem til 2001, der det stabiliserer seg noe.

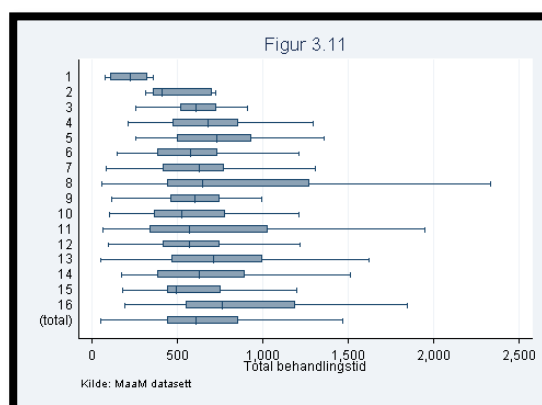
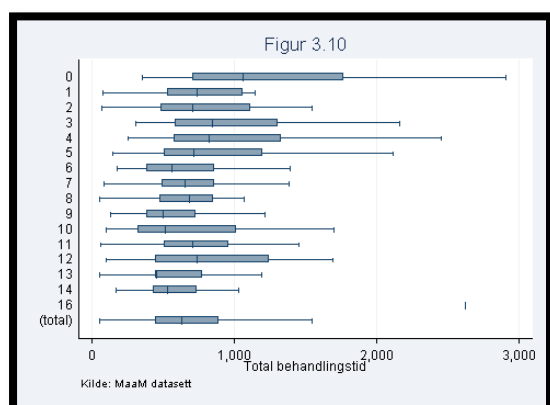
Tabell 3.13 – *Frekvenstabell av antall*

forslag og beslutninger per år

Årstall	Antall forslag	%	Antall beslutninger	%
<i>1993</i>	9	0.89		
<i>1994</i>	36	3.55	4	0.41
<i>1995</i>	35	3.45	7	0.72
<i>1996</i>	42	4.14	29	3.00
<i>1997</i>	43	4.24	24	2.48
<i>1998</i>	59	5.81	35	3.62
<i>1999</i>	41	4.04	38	3.93
<i>2000</i>	94	9.26	56	5.79
<i>2001</i>	85	8.37	77	7.96
<i>2002</i>	76	7.49	76	7.86
<i>2003</i>	114	11.23	92	9.51
<i>2004</i>	76	7.49	114	11.79
<i>2005</i>	90	8.87	56	5.79
<i>2006</i>	112	11.03	108	11.17
<i>2007</i>	103	10.15	51	5.27
<i>2008</i>			118	12.20
<i>2009</i>			82	8.48
<i>Total</i>	1015	100.00	967	100.00
<i>N</i>	1015		967	

Dette er et år senere enn for fremming av forslag, og tatt i betraktning behandlingstiden er det naturlig at utgjevingen skjer noe senere. Men antall beslutninger varierer mer enn for forslag som blir fremmet. I 2004 ble 114 saker fattet beslutning om, mens tallet er 56 for 2005. Det er viktig å understreke at beslutninger ikke bare innebærer positive vedtak, men også tilbaketrekninger og avvísninger av lovforslag. Hvis vi sammenligner de to frekvensfordelingene kan man se at kalenderåret som påfølger et år hvor det har blitt fremmet mange forslag, har en relativ høyere vedtaksfrekvens enn andre år. N er ulik for de to tabellene siden den andre kolonnen viser antall forslag i utvalget, 1015, og fjerde kolonne viser antall som er fattet vedtak om, 967. De resterende enhetene som tabellen ikke viser er sensurerte enheter.

Figur 3.10 og 3.11 under viser den bivariate sammenhengen mellom kalenderår(forslag fremmet og forslag vedtatt) og varighet av lovforslagene. I figur 3.10 er det ikke noe tydelig mønster hverken i varigheten per år eller i medianen. Det kan se ut til at antallet ekstremverdier senkes noe etter 1998, og at medianen samles tettere rundt den totale medianen i de siste årene i undersøkelsesperioden. Generelt er det mange variasjoner over og under den totale medianen. I figur 3.11 er det spesielt de to første årene som har kort varighet, noe som er naturlig hvis en tar i betraktning at perioden startet i november 1993. Dette kan også ha sammenheng med det få antall enheter som blir vedtatt i disse årene, slik at variasjonen er liten. Ellers er det som for figur 3.10 at varigheten varierer ujevnt, kanskje med unntak av perioden 2002-2005 der medianen ligger under medianen for totalen. Det ser også ut til at saker som er vedtatt sent i perioden har større spredning i behandlingstiden enn de som er vedtatt tidlig i perioden. Det siste observasjonsåret, 2009, er også det året hvor medianen ligger høyest i hele datamaterialet.



3.3 Valg av statistisk modell

Valg av statistisk modell avhenger av forskningsspørsmålet og datamaterialet som er tilgjengelig. Siden jeg skal undersøke to aspekter av beslutningseffektivitet skal jeg også benytte to ulike modeller for å analysere dataene i datasettet. Den første modellen jeg skal ta bruk av er en varighetsanalyse eller overlevelsesmodell, og den andre modellen er en regresjonsmodell. Den substansielle begrunnelsen for bruken av disse modellene vil bli gjennomgått i detalj i kapittel 4 og 5, og jeg vil her gi en kort metodisk begrunnelse for disse to statistiske modellene.

3.3.1 Varighetsanalyse

Valg av statistisk modell gjøres på bakgrunn av forskningsspørsmålet; hva man ønsker og finne ut av, og hvilke data man har tilgjengelig. Det er vanskelig å forsøke seg på en tidsserieanalyse eller paneldata uten at man har slike data tilgjengelig. Siden jeg i oppgaven er interessert i beslutningseffektivitet vil jeg benytte en varighetsanalyse eller overlevelsesmodell. Dette fordi interessen er basert i *varigheten* til de aktuelle sakene eller i hvilken grad disse *overlever* avhengig av tiden som går. Med overlevelse menes tiden et forslag er under behandling frem til den blir vedtatt. Etter at et forslag er vedtatt, har den hendelsen man ønsker å observere inntruffet, og man observerer ikke lenger enheten. Det er først og fremst to fordeler med en overlevelsesmodell. For det første kan den ta hensyn til såkalt sensurerte saker. Det vil si saker som mangler enten start- eller sluttdato (Box-Steffensmeier & Jones 2004:4). Dataene vi her benytter er ikke venstresensurerte, det vil si at de har startpunkt utenfor observasjonsperioden. Men en del saker mangler slutt punkt innenfor observasjonsperioden. Disse blir generelt omtalt som høyresensurerte, men siden datasettet ikke har venstresensurerte enheter, vil jeg kun omtale disse som sensurerte. Den andre fordelene med en overlevelsesmodell er at den kan ta hensyn til tidsavhengige kovariater. Det vil si variabler som endrer seg under observasjonstiden av en enhet (Box-Steffensmeier & Jones 2004:8). Ofte vil ulike faktorer ha en innvirkning på varigheten av lovforslag, og det er ofte rimelig å forvente at disse ikke alltid er konstante. For eksempel er det sannsynlig at en sak vil kunne gjennomleve ulike Rådssammensetninger. Tatt i betraktning de studier og teorier omtalt i kapittel 2 og som understreker betydningen av politisk preferanse hos beslutningstakerne, er det sannsynlig at et forslag, avhengig av ulike faktorer, også opplever ulik risiko for å “overleve”. Det er spesielt tre begreper som er sentrale i en varighetsanalyse.

Tid er det essensielle i en varighetsanalyse. Varighetsanalysen kan beskrives som en modell som tar i betraktning hvordan ulike variabler påvirker varigheten av noe over tid (Box-Steffensmeier & Jones 2004:1). Det vil si at det er varigheten som er den avhengige variabelen i analysen. Hvordan påvirker ulike forklaringer varigheten av noe? Det finnes mange ulike spesifikasjoner av overlevelsesmodeller, men de har alle til felles at den avhengige variabelen måler tiden hver enhet bruker til noe inntreffer (Box-Steffensmeier & Jones 2004:1). Det er derfor viktig å få med når en sak starter, siden det er dette som skaper et felles utgangspunkt for å vurdere varigheten til enhetene i analysen. Dette startpunktet må defineres teoretisk, og ikke statistisk, og helst være felles for alle enhetene i analysen (Box-Steffensmeier & Jones 2004:8). I tilfeller der alle sakene ikke har observerbare startpunkt for varighet, kan disse defineres som venstresensurerte og tas høyde for i analysen. Dette er ikke en problemstilling som går nærmere inn på siden det ikke er et problem for den videre analysen. Det er viktig å understreke at tid i seg selv ikke er noe som forklarer at et forslag blir vedtatt eller opplever endelse. Tid i seg selv er ikke noe som forklarer *hvorfor* noe skjer. Man kan si at det er tiden som gjør at vi ser gamle ut eller at trær vokser, men i realiteten er det cellenes forandringer, fotosyntesen og tilsvarende prosesser som påvirker disse hendelsene. Tid bare er et mål på lengden en prosess tar. Hadde man hatt full oversikt over alle forklaringene som ligger bak at en hendelse inntreffer, hadde tid i seg selv vært uinteressant å måle (Cleves, Gould, Gutierrez & Marchenko 2010:56)

Varigheten eller tidsbruken i denne oppgaven er lengden på behandlingstiden til kommisjonsforslag. Det som skjer når det enkelte forslaget blir vedtatt er *hendelsen* som inntreffer. En hendelse eller denne spesifikke hendelsen er viktig for analysen, fordi den kan fortelle noe om under hvilke forhold disse inntreffer. Er den avhengig av ulike verdier på ulike variabler, endrer hendelsene seg med tiden som er gått eller inntreffer den aldri? Enhetene i en varighetsanalyse blir observert kun til denne spesifikke hendelsen oppstår (Box-Steffensmeier & Jones 2004:3). I datainnsamlingen er enhetene observert til et forslag er vedtatt, dermed slutter observasjonstiden. Dette er fordi jeg kun ønsker å analysere en del av beslutningsprosessen, og denne beslutningsprosessen er for EP og Rådet ferdig når et lovforslag er vedtatt. Forslag som blir trukket tilbake av Kommisjonen eller på noen som helst måte avvist i prosessen opplever ikke spesifikt den hendelsen jeg er ute etter, men de blir avsluttet, så de blir kodet på samme måte. Dette fordi en avgjørelse er tatt i forhold til den saken det gjelder, og hendelsen er dermed inntruffet. I en varighetsanalyse kaller vi det at en hendelse inntreffer for at en enhet er “failed” eller opplevd å ende. Det vil si at hvis en sak

enten er vedtatt, trukket eller avvist er den dermed ikke lenger observert. Hva så med de sakene som ikke det har blitt tatt noen beslutninger om? Det er her noe av styrken til overlevelsesmodellen ligger, siden den kan ta hensyn til at det ikke har blitt tatt noen beslutninger i en stor andel av de sakene som er med i analysen. Disse sakene kalles sensurerte, og de behandles på samme måte i analysen. Ulempen med å ha for mange sensurerte tilfeller i analysen er at estimatene kan bli feil eller unøyaktig. Selv om modellen inneholder sensurerte saker kan den med rimelig nøyaktighet gi oss et estimat for risikoen for at et forslag ender.

Risiko er også et sentralt begrep i varighetsanalysen. Med risiko menes sjansen for at en hendelse inntreffer. Gitt at et forslag har vart hatt en viss varighet t , har den en viss risiko for å ende eller bli vedtatt betinget av de variabler som påvirker risikoen. Denne risikoen er ofte oppgitt enten som hasardratio eller som såkalt relativ risiko (Box-Steffensmeier & Jones 2004:3). Det vil si at sjansen for at en sak blir vedtatt den bestemte dagen er hasardratioen. Risikoen vil variere i forhold til hvilke egenskaper som er knyttet til hver enkelt enhet, slik at de ulike variablene forventes å ha ulik innvirkning på varigheten av hvert enkelt forslag.

Tid, hendelse og risiko er begreper som er tett sammenvevd i varighetsanalyser. Risikoen påvirker varigheten og muligheten for at den bestemte hendelsen man er ute etter å observere inntreffer. Men siden varigheten til forslagene i analysen kan strekke seg over store tidsperioder kan vi heller ikke forvente at omstendighetene eller forklaringsvariablene ikke forandres. For eksempel vil et forslag tilhøre én bestemt komité, eller den vil forbli ett direktiv under hele behandlingsperioden, men det kan tenkes at andre ytre og indre faktorer kan endres under behandlingstiden. Det kan derfor være nødvendig med forklaringsvariabler som endres over tid. Dette må være en teoretisk vurdering i hvert enkelt prosjekt, og man kan ikke lage en hovedregel som man skal vurdere dette etter (Box-Steffensmeier & Jones 2004). I mange tilfeller vil slike variabler være ønskelig å inkludere. Dette er også en av fordelene ved å benytte seg av varighetsanalyse, siden den kan inkludere slike tidsvarierende kovariater (TVC). Disse tidsvarierende kovariatene forandrer seg gjerne når en viss tid er gått. Som beskrivelsen av variablene i datasettet viste, er det tre tidsvarierende kovariater som blir benyttet i analysen. Disse kovariatene skifter hvert kalenderår.

3.3.2 Ordinal regresjonsmodell (ORM)

Det som kjennetegner en ordinal regresjonsmodell (ORM) er at den avhengige variabelen er kategorisk og lar seg rangere, altså at den avhengige variabelen er på *ordinalnivå*. En ordinal avhengig variabel representerer som oftest enten et grovt mål på en underliggende variabel på intervall eller forholdstallsnivå, eller den er en måling av et abstrakt fenomen, begrep eller konsept som ikke kan bli målt på noen annen måte, men som man med rimelig sikkerhet kan anta at innehar en kontinuerlig variasjon som man kan rangere (Menard 2010: 193). I dette tilfellet vil den avhengige variabelen være lesingsrunde i medbestemmelsesprosedyren. Det er rimelig å si at vi kan rangere lesingsrundene som etterfølgende; andre lesing skjer etter første; tredje etter andre osv. Det man derimot ikke kan fastslå er lesingsrundenes avstand mellom hverandre. Det kunne kanskje vært mulig å ha en finere inndeling av skalaen eller finne en måte å uttrykke avstanden mellom kategoriene mer presist, men ikke uten betydelige avveininger og vurderinger som kan medføre økte kostnader for prosjektet.

Menard fremsetter hovedsakelig fire forslag om hvordan man kan velge modell når man har en ordinal avhengig variabel. Man kan ignorere at variabelen er ordinal og behandle den som om den var på nominalnivå. Ved å gjøre dette kan man forenkle modellen gjennom bruk av en rekke binomisk logistiske regresjoner eller gjennom en multinomisk modell. Ulempen i dette tilfelle vil være at sannsynlighetene i flere binomiske modeller ikke vil gi en samlet predikert sannsynlighet for kategoriene på 1, og dermed kan være feil. Ulempen med en multinomisk modell vil være antallet parameterestimater man skal tolke. Ved å ignorere at det er en rangering av kategoriene vil man utelate data og noe av informasjonen går derfor tapt (Menard 2010:1995). En kan også ignorere at man har en ordinal avhengig variabel og behandle denne som metrisk. Da kan man i stede benytte en OLS, noe som kan få flere følger for analysen.

For det første er det her henvist til et abstrakt konsept, altså lesingsrunde. Det vil være unaturlig å skulle snakke om en presis metrisk målbar avstand mellom kategoriene, og dette vil mangle substansiell mening. OLS regresjon med lesingsrunde som bare har tre kategorier vil sannsynligvis ikke være fullstendig effektiv og oppnå forutsetningene for bruk av OLS, slik som homoskedastisitet, og distribusjonsforutsetningene for den avhengige variabelen vil som oftest bli brutt (Clogg & Shihadeh 1994:142). Det er i tillegg flere utfordringer knyttet både til utregningene gjennom estimeringsmetoden OLS og tolkningen av resultatene. Et tredje alternativ kunne vært å behandle variabelen som ordinal, men som uttrykk for en underliggende metrisk variabel. Man kan da benytte seg av en annen estimeringsmetode,

weighted least squares (WLS), men siden den avhengige variabelen ikke er uttrykk for en underliggende variabel så er ikke dette aktuelt. Et fjerde alternativ kan være å behandle den avhengige variabelen som en faktisk ordinal avhengig variabel. Siden dette er tilfellet med den variabelen jeg her benytter, er det slik at modellen skal gjenspeile den faktiske fordelingen og inndeling av den avhengige variabelen.

Selv om man det kan være noe mer komplisert å skulle benytte en ordinal avhengig variabel, er det en del argumenter for dette. Man benytter akkurat de data man har uten å gjøre noen antakelser. Dataene, som rapportert ovenfor i kapitlet, er virkelig kategoriske, og ved å omforme/omkode dataene enten til nominalnivå eller metrisk nivå vil man gjøre antakelser som ikke stemmer. Ved å ikke gjøre dataene metriske eller gi tallverdien på den avhengige variabelen en spesifikk mening, vil man heller ikke trekke slutninger på feil grunnlag i tolkningen av modellen, siden verdien på variabelen er tilfeldig. En annen fordel ved å benytte modeller tilpasset ordinale variabler er at man ikke bryter med regresjonsforutsetningene som gjelder for andre modeller. Ordinale modeller krever lite av dataene i forhold til distribusjon, antall enheter osv. Dette gjør modellen mer robust og kan styrke slutningene trukket på bakgrunn av analysen (Menard 2010: 1995-1996).

Et siste aspekt som er vurdert i forhold til hvilken modell som blir benyttet er såkalte *like kurvers modell*(*parallelle linjer*) eller *proporsjonal odds*. Det vil si at man må gjøre en vurdering om de ulike variablene inkorporert i modellen vil opptre likt i alle kategoriene av den avhengige variabelen eller om man har grunner til å tro at noen variabler vil bryte med denne antakelsen. Dette kan gjøres både teoretisk og statistisk. Jeg kommer tilbake til den statistiske vurderingen av proporsjonale odds i analysen av ORM-resultatene, men teoretisk kan jeg ikke se at noen variabler skulle gi en forventning om å bryte denne antakelsen.

3.4 Validitet og reliabilitet

Cook and Campbell deler validitet inn i fire typer validitet, statistisk validitet, indre validitet, begrepsvaliditet og ytre validitet (Lund 2002:107).

Den statistiske validiteten referer til den statistiske signifikansen i oppgaven. Siden dette er oppgitt i resultatene av analysen vil den også bli vurdert for hvert enkelt tilfelle av variablene i modellen. Den indre validiteten omhandler de kausale mekanismene i oppgaven. Sett i forhold til tidligere forskning på beslutningsteori, er den indre validiteten god. Mange av de

mekanismene som antas å eksisterer i modellen, har vært vist gjennom tidligere studier. Selv om noen er basert på nyere forskning, er det gitt teoretisk begrunnelse for hvorfor de inkluderes. De vil derfor bli vurdert i forbindelse med den statistiske validiteten.

Begrepsvaliditeten omhandler operasjonaliseringen av de begrepene som benyttes og måles i oppgaven. I gjennomgangen av sammensetningen av datasettet har dette blitt gjort rede for. Begrepene har også ytre konsistens, ved at de er blitt benyttet i tilsvarende studier med tilsvarende operasjonalisering. Dette underbygger begrepsvaliditeten i oppgaven. Den ytre validiteten gjelder muligheten for generalisering. Siden den statistiske validiteten gir mål på hvor gode estimatene er, og siden det er over 1000 enheter i oppgaven kan det synes at den ytre validiteten er god. Det ser ikke ut til å være problematisk å generalisere om beslutninger under medbestemmelsesprosedyren basert på funnene i oppgaven.

Reliabiliteten er forsøkt gjort greie for gjennom beskrivelsen av innsamlingen av dataene, kodingen og gjengivelsen av analysen og tilpasning av datasettet som Stata- koder i vedlegget til oppgaven. Dette skal sikre både muligheten for gjengivelse, men også tilliten til reliabiliteten i oppgaven.

4 Overlevelsesanalyse

“It is not the strongest of the species that survives,
nor the most intelligent that survives.

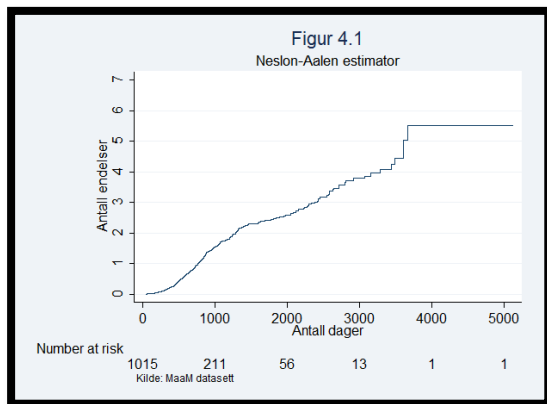
It is the one that is the most adaptable to change.”

- Charles Darwin

Jeg skal i dette kapittelet gjennomgå overlevelsesmodellen og analyseresultatene. I første del skal jeg teste om variablene oppfyller forutsetningene for modellen. Videre skal jeg presentere analyseresultatene fra estimeringen av modellen. Til sist i kapittelet vil jeg drøfte resultatene og vurdere dem opp mot forventningene fra kapittel 2.

Generelt kan man dele inn varighetsanalysen i tre ulike modeller; den ikke-parametriske, den semi-parametriske og den parametriske. Ulikhetene mellom disse modellene er basert på antakelsene man gjør om hasarden, det vil si den kondisjonale risikoen for ethvert kommisjonsforslag til å ende gitt at det har overlevd en viss tid t . Den parametriske modellen benyttes hvis man har sterke antakelser om fordelingen av hasarden og overlevelsesfunksjonen til dataene man analyserer, og hvordan kovariatene påvirker disse. I dette tilfellet, hvor plausible teoretiske antakelser er få, vil en parametrisk modell, være vanskelig å forsvare. Den semiparametriske modellen gjør ingen antakelser, men antar at kovariatene påvirker utfallet. En ikke-parametrisk modell gjør ingen slike antakelser, men estimerer disse kurvene kun basert på den empiriske fordelingen i materialet (Cleves et al. 2010:91). Det er her nærliggende å benytte en slik semiparametrisk Cox modell siden jeg har antakelser om hvilke kovariater som påvirker varigheten av behandlingstiden, eller som kan påvirke hasarden. Dette utelukker en ikke-parametrisk modell. Samtidig som jeg ut fra tidligere forskning eller teorier ikke vet noe om hvilken form hasarden vil ta, noe som utelukker en parametrisk modell. Selv om den endelige modellen vil være basert på Cox semiparametriske modell så vil jeg også komme inn på de andre for å supplere analysen

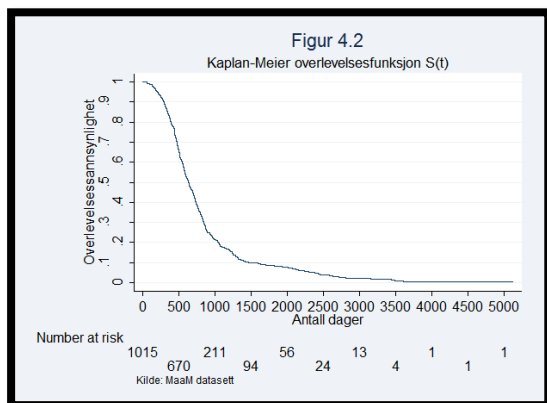
4.1 Utforskningen av data før modellering – *en ikke-parametrisk modell*



En ikke-parametrisk modell er en god plass å starte analysen, fordi dette kan beskrives som en univariat analyse siden den ikke-parametriske modellen ikke har antakelser knyttet til seg, men kun estimerer på bakgrunn av den empiriske fordelingen av t (Cleves et.al. 2010:91). Siden man ofte ikke kan estimere hasardfunksjonen direkte, er det i stede vanlig å starte med å se på

den kumulative hasarden $H(t)$. Hasardfunksjonen $h(t)$ er derivatet av $H(t)$ og $H(t)$ kan derfor si noe om formen på hasardfunksjonen (Cleves et.al 2010:113). Figur 4.1 viser den grafiske fremstillingen av den kumulative hasarden, Nelson-Aalen estimatoren (NA). Den kumulative hasarden tolkes slik at en gitt lovsak har opplevd så mange endelser grafen viser, gitt tiden den har vart. Siden et lovforslag ikke kan ha mer enn en endelse, gir det ikke en opplagt mening å se på den kumulative hasarden. La oss tenke oss et lovforslag som blir fremmet i EU og som er underlagt medbestemmelsesprosedyren. Når dette blir vedtatt, slutter det å bli observert i denne undersøkelsen. Derfor kan det bare ha en endelse. Hvis noe skulle bli avvist av enten EP eller Rådet, omformulerer Kommisjonen lovforslaget og sender det tilbake igjen, men da med et annet saksnummer. Det samme gjelder for lovforslag som blir tilbaketrasket. Observasjonen slutter ved avvisningen eller tilbaketrekingen. Ut fra figur 4.1 vil et forslag som har vært til behandling i medbestemmelsesprosessen i 2500 dager ha opplevd cirka 3 endelser. Det den kumulative hasarden sier noe om er formen på hasardfunksjonen. Det vil si at man ut fra Nelson-Aalen estimatoren vil anta at risikoen for at noe blir vedtatt øker (siden grafen øker) frem til 3700 dagers varighet for så å flate ut. Som man ser under grafen i figur 4.1 har jeg gjengitt risikotabellen for lovforslagene i datasettet. Selv om det inneholder sensurerte saker vil NA estimere en endelse basert på den empiriske fordelingen av endelser i datamaterialet. Ved t er lik 0, er alle observerte enheter med. Ved 1000 dagers varighet er det cirka 20% lovforslag igjen, og slik faller antallet frem til 3700 dagers varighet der NA flater ut og en sensurert sak gjenstår. Ved over 3700 dagers varighet vil en sak fremmet under medbestemmelsesprosedyren ha opplevd over 5,5 endelser.

Overlevelsesfunksjonen og logrank test– forutsetninger for Cox semi-parametrisk modell



Kaplan-Meier (KM) estimatet $S(t)$ gir oss overlevelsesfunksjonen for datamaterialet. Det er ved hvilken rate noe har sannsynlighet for å overleve, gitt tiden det har overlevd. KM estimatet kan være viktig på se på før man starter modelleringen av to grunner. For det første gir det overlevelsesfunksjonen $S(t)$ som gir et bilde på den estimerte overlevelsesraten i

datamaterialet ut fra den empiriske fordelingen av overlevelse i datasettet. Det er viktig å understreke at når jeg her refererer til overlevelse, menes det at et forslag i medbestemmelsesprosedyren ikke har blitt vedtatt, altså det har “overlevd” å bli tatt beslutning om. For det andre er det et viktig preestimeringsverktøy for å se om kurvene for gruppene på de kategoriske forklaringsvariablene er proporsjonale (at $S(t)$ er omtrentlig parallelle). KM estimatet for datasettet er gjengitt i figur 4.2, og som grafen viser har den motsatt form av NA estimatoren. Jeg har også lagt ved risikotabellen under grafen slik som i figur 4.1, og tolkningen av den er sett i forhold til sannsynligheten for overlevelse. For eksempel vil en sak som har vart i 1000 dager ha (.20) sjanse for overlevelse etter dette. Det er et forhold mellom antall saker som har overlevd og sannsynligheten for å overleve. Også her flater kurven ut på samme område som i figur 4.1, men det er naturlig siden estimeringen av grafene baserer seg på samme datasett og det er et forhold mellom $H(t)$ og $S(t)$:

$$S(t) = \exp\{-H(t)\}$$

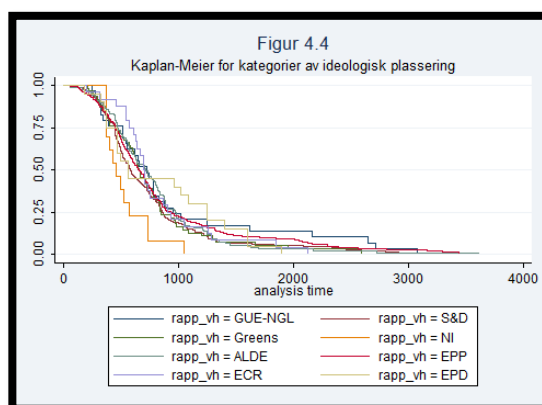
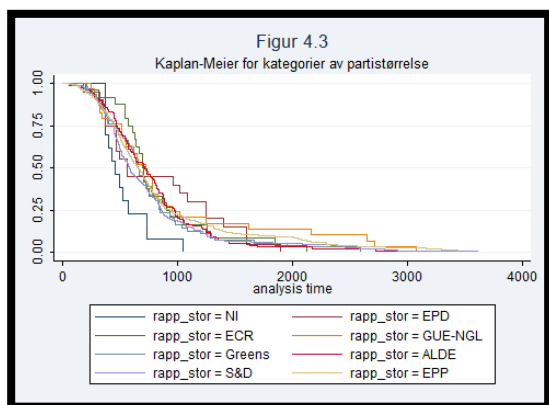
Jeg gjengir ikke alle grafene, men velger i stede å kjøre en statistisk likhetstest av $S(t)$ for variablene i Stata, kalt en logrank-test. Dette er en univariat test av proporsjonaliteten mellom grupper(strata) av kategoriske variabler for å teste at variablene er ulike over grupper, samtidig som de er proporsjonale (Cleves et.al 2010:123). H^0 for testen er at gruppene er like, slik at en signifikant kjikvadratstest gir grunn til å forkaste H^0 , og akseptere variabelen som proporsjonal og dermed egnet for Cox modellen. Siden testen ikke skal si noe om tilliten til et estimat, men om en variabel er egnet til å ha med i modellen, velger jeg å akseptere mer liberale p -verdier enn det som er et vanlig konfidensnivå. Tabell 4.1 er en gjengivelse av logrank-testen fra Stata. Tabellen viser at de fire første kategoriske variablene i testen er

signifikante på under (.001) nivå, mens de to siste variablene har en høyere p -verdi (.092). De fire første variablene antas derfor å være uproblematisk å ha med i Cox modellen ut fra antakelsen om at de kategoriske variablene må være proporsjonale over grupper. De to siste variablene krever en mer grundig vurdering om de bør tas med i modellen eller ikke.

Tabell 4.1 – Logrank test av kategoriske variabler

Variabelnavn	Chi ²	p -verdi
<i>Traktat</i>	43.66	0.000
<i>Lesingsrunde</i>	24.41	0.000
<i>Kjerneområde</i>	36.10	0.000
<i>Sakstype</i>	41.96	0.000
<i>Partistørrelse</i>	12.27	0.092
<i>Ideologisk plassering</i>	12.27	0.092

Siden det ikke var tilliten til estimatet jeg var interessert i å teste, men om variablene var egnet i modellen, var det naturlig å velge et mer liberalt signifikansnivå. Både Partistørrelse og Ideologisk plassering ligger innenfor det som opprinnelig ble satt som en akseptabel p -verdi, men siden de ligger høyere enn de andre variablene i testen velger jeg også her å fremstille KM grafisk for de to variablene. Figur 4.3 og 4.4 viser den grafiske fremstillingen av $S(t)$ for de to variablene fordelt på grupper. Siden partigruppene er identisk fordelt på de ulike grafene, men kodingen er annerledes, er også overlevelsesfunksjonen for de to helt like. Selv om logrank-testen var innenfor det man kunne akseptere, ser det ut til at grafen ikke fremviser en tilstrekkelig proporsjonalitet. Enkelte grafer krysser hverandre og det er liten avstand mellom de ved lave verdier, men avstanden øker noe frem mot 1000 dagers varighet. Etter 2000 dagers varighet ser det ut til at de tar seg inn igjen og blir mer proporsjonale. Logrank-testen legger større vekt på ulikheter ved høye verdier (Cleves et.al. 2010:124), og siden de største disproporsjonale effektene viser seg før 1000 dagers varighet, kan det hende at testen underrapporterer dette. Sett i forhold til at det er de første 1000 dagene KM estimerer at cirka 80 % av endelsene inntreffer, så vil det virke uklokt og kun støtte seg til logrank-testen. Siden den grafiske fremstillingen av KM estimatet også viser disproporsjonale kurver velger jeg derfor å utelate disse fra analysen. Det er heller ikke noen sterke teoretiske indikasjoner på at de bør være med i en overlevelsesmodell av beslutningseffektivitet.



Det gir ingen mening å teste kontinuerlige variabler på samme måte som kategoriske variabler gjennom en test slik som den ovenfor, men det finnes ulike alternative tester for hvor egnet forklaringsvariablene er. Enten kan man gruppere variablene slik at man får en kategorisk variabel, eller man kan kjøre en univariat Cox regresjon. Jeg velger å benytte det siste alternativet. Jeg kunne ha generert en variabel med ulike grupper for variablenes ulike verdier, men det er enklere å teste variablene i en regresjon. H^0 tilsvarer at modellen ikke er proporsjonal i en Cox regresjon. Tabell 4.2 viser at alle variablene er signifikante. Den eneste variabelen som kan indikere noen problemer er Saksopphopning som har en p -verdi på (.014). Dette er innenfor det akseptable, sett i forhold til at det ikke er estimatet som er interessant, kun p -verdien for å vurdere om den bør være med i modellen.

Tabell 4.2 – Test av proporsjonalitetsforutsetninger
for kontinuerlige variabler

Variabler	Koeff.	Koeff.	Koeff.
<i>Saksopphopning</i>	0.00127*		
	(2.44)		
<i>Preferanseavstand</i>		0.00798***	
		(6.22)	
<i>Årstall</i>			0.0470***
			(5.44)
<i>Chi²</i>	6.0838	39.7214	30.3895
<i>p-verdi</i>	0.0136	0.0000	0.0000

t statistikk i parentes

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

4.2 Analyseresultater – en Cox semiparametrisk modell av beslutningseffektivitet i EU

Den første variabelen i modellen er Traktat. Her er kategori Begge satt til å være referansekategori fordi overlevelsesh funksjonen $S(t)$ viste en fordeling der Maastricht(kodet 0) lå mellom Kaplan-Meier estimatet for Begge og Amsterdam. Siden Begge var den kategorien som hadde den slakkeste kurven, ble denne valgt som referansekategori i stede for Maastricht. Det hadde også vært mulig å velge Amsterdam, men ut fra KM estimatet virket det mest logisk å velge Begge(kodet 2). Tabell 4.3 viser at saker som falt innunder Maastrichttraktatens bestemmelser møtte 1.87 ganger den hasarden som de sakene som ble behandlet under Begge. Det vil si at forslag fremmet under Maastricht hadde 87 % større relativ risiko for å ende under Maastricht enn under Begge. For Amsterdamtraktaten er har hasarden steget til 2.02, noe som betyr at forslag fremmet under Amsterdamtraktaten har 102% høyere relativ risiko for å bli vedtatt. Den relative risikoen kan beskrives som den sjansen et forslag har for å bli vedtatt gitt at det har vært til behandling en gitt tid t . Selv om begge estimatene er høyere enn referansekategorien Begge, ser det ut til at Amsterdam har det høyeste beslutningstempoet kontrollert for de andre variablene i modellen.

Variabelen for politisk kjerneområde er en dummyvariabel hvor 0 tilsvarer at forslaget ikke tilhører det definerte politiske kjerneområdet i EU, og 1 tilsvarer at det tilhører kjerneområdet. Et forslag som er definert innenfor det politiske kjerneområde har 43 % høyere risiko for å bli vedtatt, kontrollert for de andre forklaringene i modellen siden hasardratioen for variabelen er 1.43. Estimater tilsier at kjerneområde har en lavere forventet behandlingstid og gruppen som er definert innenfor det politiske kjerneområdet har høyere forventet beslutningsrate enn de som er definert utenfor.

Beslutninger som er tatt eller sensurert i første runde er satt som referansekategori for variabelen Lesingsrunde. Beslutninger i 2. lesingsrunde har en hasardratio på 1.48 av første lesingsrunde forslagene som betyr at den relative risikoen for vedtak er 48 % høyere for andrerunde forslagene enn for første. Andrerundevedtakene er dermed estimert til å vare kortere og ha høyere beslutningstempo enn førsterundevedtakene. I snitt er det altså en 50 % større sjanse for at forslag kommet til andre runde gitt at det har vart en tid t , blir vedtatt før et forslag som befinner seg i første runde. Denne effekten er signifikant på høyeste nivå (.001).

Fra første til tredje lesningsrunde er ikke forskjellen så stor. Hasardratioen er på 1.17, men siden dette estimatet ikke er signifikant kan det derfor ikke festes lit til.

Tabell 4.3 – Resultater fra Cox overlevelsesmodell av beslutningseffektivitet under medbestemmelsesprosedyren

Variabelnavn og -kategori	Cox Overlevelsesmodell ¹
Maastricht	1.866^{***} (0.317)
Amsterdam	2.020^{***} (0.405)
Begge	Ref. (.)
Politisk kjerneområde	1.433^{***} (0.0996)
Første lesning	Ref. (.)
Andre lesning	1.484^{***} (0.119)
Tredje lesning	1.165 (0.133)
Direktiv	Ref. (.)
Regulering	0.954 (0.0722)
Beslutning	1.857^{***} (0.172)
Anbefaling	1.823 (0.560)
Saksopphopning	0.999 (0.000653)
Politisk preferanseavstand	1.006^{***} (0.00137)
Årstall	1.052^{**} (0.0169)
N	3207.00
Log likelihood	-5712.48
Chi ²	191.70
p-verdi	0.00

¹ Hasard ratio med standardfeil i parentes. Alternative modeller er testet, med ulikespesifikasjoner og inndelinger i dummyvariabler, men ingen var bedre enn den presentert over.

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Neste variabel i tabellen er Sakstype, som har fire kategorier. Her er direktiv satt som referansekategori, som ble ansett som den mest omfattende sakstypen. Reguleringer har en lavere relativ risiko enn direktiv. Effekten er bare 5 % lavere, men siden det ikke er signifikant kan man heller ikke ha tillit til det. Beslutninger er andre kategori for sakstypevariabelen, og i motsetning til regulering er estimatet signifikant på høyeste nivå (.001). Dette betyr at beslutningseffektiviteten er høyere enn for direktiv i modellen, og det er 86 % høyere risiko for vedtak av beslutninger i forhold til direktiv, kontrollert for variablene i modellen. Anbefaling har tilsvarende høye estimater, men er ikke signifikant. Estimatet for anbefalinger har en z-verdi på 1.96, noe som er grensen for z-fordelingen på 5 % nivå, men siden det ikke ligger over z-grenseverdien er det heller ikke signifikant innenfor det konfidensnivået som her er valgt.

Saksopphopning er en kontinuerlig variabel hvor en enhets økning tilsvarer et ekstra forslag i beslutningsprosessen. Hasardratioen og den relative risikoen for vedtak er marginal, og estimatet er heller ikke signifikant. Derfor kan heller ikke estimatet tillegges forklaringskraft.

Politisk preferanseavstand tilsvarer en enhets økning mer avstand mellom EP og Rådet. Den relative risikoen for en enhets økning er på 0.6 % for hvert indekspoeng preferanseavstanden øker i modellen. Det vil si at risikoen for vedtak øker med økning i preferanseavstand mellom EP og Rådet. Selv om økningen er relativt moderat, er effekten sett i forhold til ett indekspoeng på preferansevariabelen. Spennet i preferansen i datasettet er fra 6 opp til 97 indekspoeng, som tilsvarer en differanse på 91. Ganget med den relative risikoen vil sjansen for et vedtak være $91 * 0.6 \% = \underline{54,6 \%}$ høyere for perioder med stor uenighet mellom Rådet og EP. Hasardratioen er signifikant på høyeste nivå. Selv om effekten ser ut til å være liten, er den betydelig tatt i betraktning skaleringen av variabelen.

Årstallsvariabelen er her presentert som lineær, men kan ikke sies å være lineær i datamaterialet. Fordelingen av varigheten på de ulike årstallene er som vist i boksplottet for årstallsvariabelen i kapittel 3, ulikt for de ulike kalenderårene. Derfor er ulike spesifikasjoner i modellen forsøkt for å bedre på dette. Både omkodning til dummyvariabler, grupperinger og kvadrert årstall er benyttet for å teste alternative spesifikasjoner, men den substansielt beste modellen er den gjengitt i tabell 4.3. Her ser vi at årstall har en hasardratio på 1.052 og gitt at undersøkelsesperioden strekker seg over 17 år vil den relative risikoen for vedtak for et forslag være $(1.052 * 17 = 1.884)$ 88.4 % høyere for vedtak i 1993 kontra i 2009. Gitt at

beslutningseffektiviteten er tilnærmet lineært forbedret i perioden. Estimaten er signifikant ($.01$), kontrollert for de andre variablene i modellen.

4.3 Modellvurdering og residualfordeling - Schoenfeld og Cox-Snell

Cox semiparametriske overlevelsesmodell har en del forutsetninger knyttet til seg. Selv om noen av disse ble gjort rede for før estimeringen, bør man teste disse også etter estimeringen av modellen. Ved å gjennomføre en link- test kan man se om det er rimelig å anta at modellen er riktig spesifisert i forhold til dataene og om modellen er sannsynlig å være en del av en større modell (såkalt “nested model”) (Cleves et.al 2010: 205). Det første målet i en link- test har $H^0 = \text{modellen er feilspesifisert}$, og modellen oppgir at dette estimaten er signifikant forskjellig fra 0, med en p -verdi på ($.001$). Altså ser det ut til at modellen er riktig spesifisert med tanke på de variablene som er inkludert. Hvis resultatet ikke hadde vært signifikant, kunne man anta at modellen var feilspesifisert ved for eksempel at variabler som ikke tilførte modellen noe eller variabler som hadde uønsket innvirkning på likelihood estimeringen var tatt med. Det andre målet har $H^0 = \text{den spesifiserte modellen er den fulle modellen}$. Dette estimaten er signifikant med en p -verdi på ($.021$). Dermed kan det *ikke* avvises at modellen er en del av en større modell (såkalt “nested”), basert på dataene i datasettet. Dette er derimot ikke unaturlig, siden modellen kun skal være en forenkling av beslutningseffektivitet, og ikke har som mål å forklare alle mulige påvirkninger. Men en signifikant link- test er en indikasjon på at det kan være andre utelatte variabler som forklarer variansen i modellen, og som er “synlig” i datasettet slik at link- testen gir utslag.

Etter estimeringen av modellen er det en vanlig strategi å teste om proporsjonalitetsforutsetningene knyttet til Coxmodellen er møtt. Dette ble også gjort før estimeringen av modellen, men forskjellen på disse to proporsjonalitetsforutsetningene var at den pretesten var basert på den ikke-parametriske modellen, altså det var en test basert på den empiriske fordelingen i datamaterialet, ikke på de predikerte verdiene fra modellen. For å teste proporsjonalitetsforutsetningene benyttes ofte residualene for å se om fordelingen av disse er plausibel i forhold til modellspesifikasjonen. Jeg estimerer derfor Schoenfeld residualer som jeg baserer testene på.

Det første jeg presenterer er en global test av Schoenfeld residualene, der nullhypotesen er at modellen er proporsjonal. Den globale Schoenfeld residualtesten gir kjikvadrat lik 123 med 11 frihetsgrader, som tilsvarer et signifikansnivå på under (.001). Det vil si at modellen som helhet bryter med forutsetningene for Cox modellen. Med slike resultater kan man enten beholde modellen og risikere feilslutninger, eller man kan endre modellen. Uansett er det en god strategi å forsøke å finne ut hvilke variabler som bryter med forutsetningen. Jeg tester derfor proporsjonaliteten til de tidsvarierende kovariatene i en Cox modell, der kovariatene inngår som samspill med logaritmen av tid. Tabell 4.4 gjengir resultatene fra denne testen. Nullhypotesen for testen er at variablene møter proporsjonalitetsforutsetningene i den estimerte Cox modellen. p -verdien for estimatene er gjengitt i parentes, og siden alle er ikke-signifikante beholdes nullhypotesen. Testen konkluderer dermed med at kovariatene er proporsjonale.

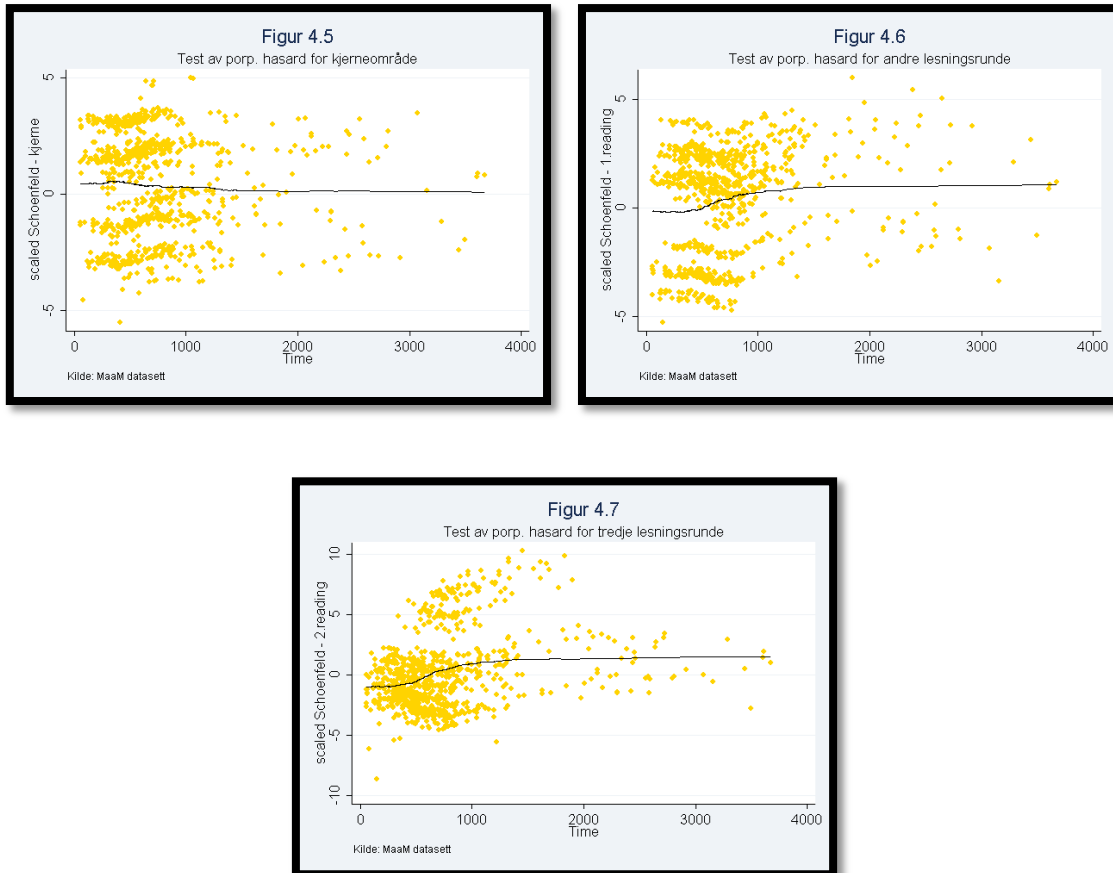
Tabell 4.4 – Proporsjonalitetstest av kovariater

Kovariater	
<i>Saksopphopning</i>	0.0000280 (0.979)
<i>Pref.avstand</i>	0.000391 (0.848)
<i>Årtsall</i>	-0.0300 (0.128)

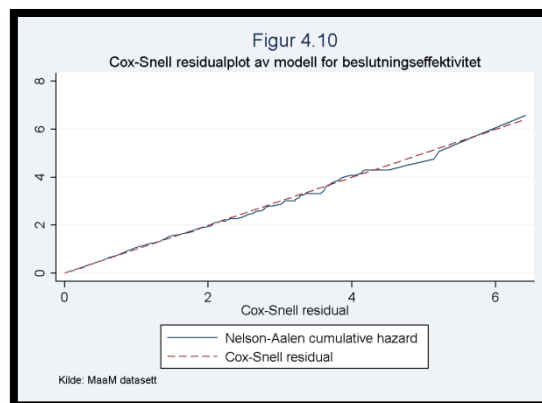
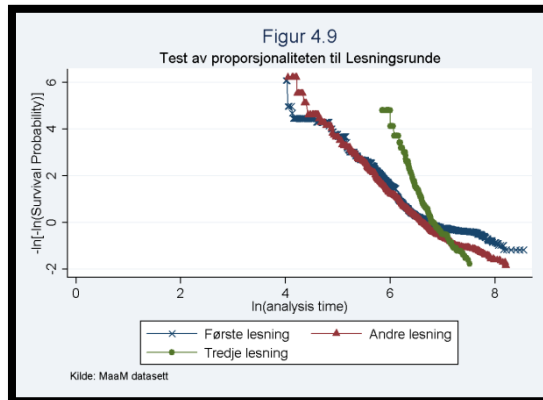
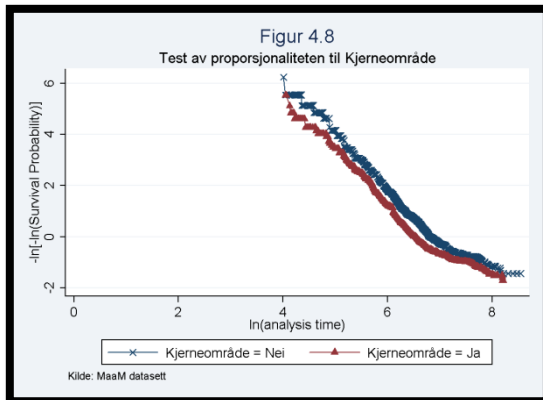
p -verdi i parentes

Proporsjonalitetsforutsetningen kan også testes grafisk ved hjelp av de nevnte Shoenfeld residualer. Ved å plote disse inn i en graf og tegne inn gjennomsnitts kurven kan man se hvordan de ulike variabelkategoriene møter proporsjonalitetsforutsetningen for Cox modellen. Jeg har kun valgt å gjengi grafen for de variablene som ga en tvilsom fordeling av residualene. Figurene 4.5-7 viser test av proporsjonale hasarder for variabelen Kjerneområde og Andre- og Tredje lesingsrunde, og kurven i plottet skal være rett. Kjerneområde ser ut til å divergere moderat fra en rett kurve, mens avviket er mer alvorlig for Lesingsrunde. Selv om kurven flater ut etter hvert er det for lave verdier av t der antallet forslag er størst, og også mest betydningsfullt. Derfor bør disse undersøkes nærmere.

Figur 4.5-7 – Problematiske variabelkategorier for Schoenfeld residualer



For å se hvordan Kjerneområde og Lesingsrunde bryter med proporsjonalitetsantakelsen lager jeg et såkalt log-log plot der logaritmen til $\{-\ln S(t)\}$ plottes mot logaritmen av tid t . Figur 4.8 og 4.9 viser hvor proporsjonale disse to variablene er. Kjerneområde er noe disproporsjonal for lave verdier av t , men dette ser ikke ut til å være noe stort problem og variabelen aksepteres i modellen. For Lesingsrunde er det kategorien 3. lesningsrunde som bryter klart med proporsjonalitetsantakelsene. Samtidig viser grafene at proporsjonaliteten er lav for høye verdier av tid. Siden det er 3. lesningsrunde som bryter med forutsetningene, aksepteres variabelen fordi det er en liten andel av forslagene som blir vedtatt i denne runden. Det er også en liten del av kurvene som er disproporsjonale for de andre kategoriene av Lesingsrunde, men dette er etter lang varighet og anses derfor ikke som veldig problematisk i den endelige modellen, siden antallet forslag er få ved høye verdier av t .



Til slutt i modellvurderingen velger jeg å presentere Cox-Snell residualplot for modellen, der Cox-Snell residualer er predikert ut fra modellen. Det er vist at hvis Cox semiparametriske modell passer dataene i datasettet, så vil den virkelige kumulative hasardfunksjonen relativ til kovariatene ha en eksponentiell distribusjon med en hasardratio på 1 (Cleves et.al 2010: 219). Det vil si at Cox-Snell residualene vil nærme seg en gitt spesifisering av den kumulative hasarden hvis modellen passer bra eller er “riktig”. Figur 4.10 viser både Nelson-Aalen og Cox-Snell kurvene ut fra modellen og datasettet. Kurvene viser at disse er tilnærmet like frem til omtrent rundt verdi fire på x-aksen. Herfra kan man se at kurven divergerer noe fra Nelson-Aalen kurven. Kurven tenderer til å ligge noe under, og ulikhetene er større ved høyere verdier på x-aksen. Dette er derimot å forvente fordi antallet forslag man bygger estimeringen på er flere for lave verdier av Cox-Snell enn for høye (Cleves et.al. 2010:222). Gitt varigheten av kommisjonsforslagene og når vedtak inntreffer, er det færre og færre forslag som “overlever”. Derfor vil estimatene bli unøyaktige når det er få enheter å estimere ut fra. Tatt i betraktning denne differansen for høye verdier, er konklusjonen for modelltilpasningstesten basert på Cox-Snell residualer at modellen passer bra til datasettet. Jeg konkluderer med at modellen er spesifisert riktig i forhold til datasettet som er tilgjengelig og de teoretiske forutsetningene jeg hadde for å spesifisere den.

4.4 Drøfting og predikerte resultater

Hva forklarer den effekten de ulike variablene har på varigheten under medbestemmelsesprosedyren i EU? Hvilke forklaringer kan forventes å ligge bak hasardene i modellen, og hvordan stiller disse seg i forhold til de forventningene og hypotesene som ble utledet i kapittel 2. Dette er spørsmål som vil bli forsøkt besvart i det neste kapittelet.

Traktatenes betydning på beslutningseffektiviteten

Effekten av traktatsendringene viser at Maastricht har lavere beslutningseffektivitet enn Amsterdam. Hvorfor er det slik? Tsebelis fokuserer på gruppestørrelse, og hans vetospillermodeLL er basert på antakelsen om at flere vetospillere medfører at det blir vanskeligere å fatte beslutninger eller å oppnå enighet når gruppeantallet stiger. Kollektive vetospillere består av flere vetospillere som først må fatte en beslutning innad, før de kan forhandle med andre eksterne vetospillere. Når gruppestørrelsen øker forblir vinnersettet det samme, men mest sannsynlig blir det mindre. Dette kunne vært en plausibel forklaring på endringene i beslutningseffektiviteten hvis effekten hadde vært *motsatt*. Tsebelis sin modell spår en lavere beslutningseffektivitet i Amsterdamtraktaten fordi det blir flere aktører involvert. EU utvides fra 12 og 15 medlemsstater under Maastricht, til 25 etter Amsterdam. Derfor skulle beslutningstempoet gått ned. Det kan tenkes at traktatsendringene ikke fanger opp endringene i antallet medlemsstater siden utvidelsen til EU25 ikke skjer før i 2004, men uansett burde snittet for perioden vært lavere hvis teorien til Tsebelis skulle stemme. Traktateffekten er også kontrollert for årstallsvariabelen, så dette er en lite plausibel forklaring. Siden effekten er signifikant på høyeste nivå kan vi avvise hypotesen i proposisjon 2, og beholde nullhypotesen. Utvidelsen påvirker ikke beslutningseffektiviteten i negativ retning. Noe som kan forklare at endringene ikke forløp slik Tsebelis sin teori predikerte er at gruppestørrelse kan ha en øvre terskel. Det er ikke urimelig å anta at gruppestørrelsen øker per tillagte vetospiller, inntil en viss grense. Hertz og Leuffen har gjennom sin simulering av beslutningsprosessen i EU vist at gruppestørrelse mest sannsynlig har en øvre terskel, hvor en videre økning ikke påvirker evnen til å fatte beslutninger (Hertz & Leuffen 2008). De fant at gruppestørrelsen ved utvidelsen i 2004 mest sannsynlig ikke kom til å ha noe effekt på beslutningseffektiviteten, fordi den øvre terskelen mest sannsynlig var nådd før øst-utvidelsen. De mener at denne terskelen inntraff ved nord-utvidelsen, fordi denne utvidelsen

har større effekt i deres modell enn øst-utvidelsen i 2004 (Hertz & Leuffen 2008). Dette kan være en forklaring til at forventningene basert på økt gruppestørrelse er feil i modellen.

Crombez sin vurdering av beslutningsprosessen vektlegger agendasettingsmakt. Basert på dette punkt vil forventningene være at endringene i traktaten ikke har betydning, med mindre de endrer dette. Hvis agendasettingsmakten endres, vil beslutningseffektiviteten synke enten fordi kommisjonsforslaget vil være utenfor vinnersettet, eller fordi kommisjonsforslaget ikke vil ha betydning, men kun tjene som et ledd som drar ned behandlingstempoet. Modellen i tabell 4.3 fastslår at beslutningseffektiviteten endres og blir høyere. Dette er i strid med antakelsene ut fra Crombez sin forståelse av modellen. Han gjentar disse forventningene i en artikkel fra 2000 der han påpeker at innføringen av Amsterdamtraktaten har medført endringer i medbestemmelsesprosedyren, som gjør at Kommisjonens agendasettingsmakt ble svekket. Dermed står Rådet og EP fritt til å forhandle seg i mellom, noe som vil ta lenger tid enn om de skulle akseptere eller avvise kommisjonsforslaget, slik som under Maastrichttraktaten (Crombez 2000a). Hans konklusjoner om bortfall av agendasettingsmakt ser ut til å stemme overens med flere analyser av medbestemmelsesprosedyren, men antakelsene om beslutningseffektiviteten ser i forhold til mine estimeringer ut til å være feil. Siden effekten av traktatsendringene er signifikant avvises dermed hypotesen i proposisjon 3, at endringer i agendasettingsmakt medfører svekket beslutningseffektivitet. Hva kan være grunnen til at behandlingstiden ser ut til å være kortere etter traktatsendringen? Og hvorfor ser det ut til at Crombez antakelse om at beslutningstempoet vil falle er feil, når han har rett i forhold til de prosessuelle endringene traktaten gir?

Det kan se ut til at antakelsene til Crombez var basert på at prosessen forble slik den var. Innføringen av såkalte tidlig enighet eller Trialoger kan forklare hvorfor beslutningseffektiviteten økte, selv om Kommisjonens agendasettingsmakt ble svekket, noe Crombez vanskelig kunne vite i 2000, kun kort tid etter iverksettelsen av traktaten. Formålet med endringen var å kunne føre forhandlinger *før* forsoningskomiteen, men denne ble utvidet til også å bli en forhandlingsbase på *siden* av hele lovgivningsprosessen. Det kan tenkes at uten denne muligheten ville Crombez sin antakelse vært riktig. Det kan også være at den viktigste traktatsendringen var muligheten for tidlig enighet som hadde en positiv effekt på beslutningstempoet, og at denne muligheten oppveide eventuelle effekter den økte gruppestørrelsen eller svekkelsen av agendasettingsmakt hadde. Siden Trialogene omfatter et fåtall personer er det rimelig å anta at det er større mulighet for enighet. At man kan forhandle

uformelt uten innsyn, kan påpekes å være et demokratisk problem, men i forhold til beslutningseffektivitet ser effekten ut til å være positiv. Formålet med innføringen av disse forhandlingene var nettopp å forbedre beslutningsprosessen (Rasmussen og Toshkov 2010:3), noe det ser ut til at den gjorde.

De sakene som falt innenfor referansekategorien Begge, har betydelig lengre varighet. Tatt i betraktning at dette var saker som allerede var behandlet og som *kun* ble tatt opp igjen i mai og juni 1999 for at EP skulle bekrefte sin holdning til dem, er ikke effekten urimelig. For at forslag ble behandlet i EP på denne måten var det en forutsetning at det hadde oppstått en uenighet mellom Rådet og EP. I saker hvor uenighet har oppstått, er det derfor ikke usannsynlig at den relative risikoen for vedtak er mindre enn for saker hvor det ikke er noen bekreftet uenighet. Saker tilhørende Maastricht og Amsterdam kunne også ha lang varighet, men spredningen i datamaterialet var større med tanke på varigheten. Kategorien Begge inneholder kun saker av allerede lang varighet og betydelig uenighet, og det kan være forklaringen for den relativt lavere risikoen for endelse. Et interessant poeng ved denne kategorien er at de forslagene som ble tatt opp igjen i mai-juni -99, er ingen av disse sensurerte ved slutten av observasjonsperioden. Datamaterialet viser at de sakene som ble fremmet tidlig i Maastrichtperioden ofte ble tilbaketrukket. Uenigheten mellom aktørene eller misnøyen med forslaget resulterte i en tilbakesendelse. Svært få ble trukket tilbake på Kommisjonens initiativ. De sakene som ble fremmet sent i perioden, fra 1996 og utover, ble som oftest vedtatt. Den relativt store andelen vedtak blant de sene forslagene kan tyde på at det ble lettere å oppnå enighet utover i Amsterdamperioden, mens de tidlige forslagene ble avvist kort tid etter Amsterdamtraktatens iverksettelse. Det kan derfor se ut til at Amsterdam ikke medførte mer *positive* vedtak, i stede medførte den til at det ble enklere å fatte vedtak for denne kategorien.

König og Golub sine studier har vist at prosedyrer hvor Rådet er underlagt kvalifiserte flertallsavgjørelser (QMV) har større beslutningseffektivitet enn de prosedyrer som ikke har slike prosedyreregler (König & Bräuninger 1998; Schults & König 2000; König 2007; Golub 1999; 2007). I tillegg til Trialogene kan dette være en av forklaringene på den relative endringen i beslutningstempoet mellom Maastricht og Amsterdam. Siden QMV er den vanligste beslutningsformen i medbestemmelsesprosedyren kan utvidelsen av QMV ha en betydelig innvirkning på beslutningstempoet, da fastlåste forhandlingssituasjoner er mindre vanlig fordi det er enklere å fatte vedtak siden bare et kvalifisert flertall trenger å gi sin

tilslutning. Under Maastricht omfattet medbestemmelsen 15 saksområder, men dette ble utvidet til 38 med Amsterdamtraktaten. QMV ble da gjeldene beslutningsmåte for over dobbelt så mange saksområder. Det er ikke usannsynlig at dette kan ha medvirket til den økte beslutningseffektiviteten i Amsterdam, men det er vanskelig å vite noe om, siden jeg ikke har med en variabel for dette i modellen. Jeg har heller ikke laget noen spesifikke hypoteser om forventningene ut fra anvendelsen av QMV fordi jeg ikke har noen definert variabel som måler dette. Dette er en svakhet med modellen, men på grunn av undersøkelsens begrensede omfang var det ikke ressurser til å kode en slik variabel.

Aktørenes politiske preferanseavstand

Et annet aspekt av Tsebelis sin vetospillermode ll er gruppeheterogenitet. Det vil si aktørenes preferanseavstand i forhold til hverandre. Hvis aktørenes avstand øker, blir vinnersettet mindre og dermed minker sannsynligheten for at enighet oppnås og at en beslutning tas (Tsebelis 2002). Effekten av preferanseavstand er *motsatt* av denne forventningen i modellen. Forventningene til preferanseavstand var at divergerende preferanser ville medføre lavere beslutningseffektivitet, men dette ser ut til å være uriktig. Beslutningseffektiviteten øker når preferanseavstanden øker. Sett i forhold til agendasettingsmakt og Crombez, vil preferanseavstanden ikke ha noe å si, med mindre det påvirker agendasettingsmakten til Kommisjonen. Større avstand mellom Rådet og EP vil tilsynelatende ikke medføre en slik endring og dermed skal det ikke ha noen effekt. Det ser også ut til at Crombez sin modell ikke spår riktig utfall for prosessen (Crombez 2000a). Golub nevner også ulike forventinger til politisk preferanseavstand, men bare for ekstreme preferanser i Rådet. Han mener at for eksempel Thatcher regjeringen i Storbritannia svekket beslutningsprosessen med sine ekstremt liberale og anti-EU holdninger (Golub 1999). Denne antakelsen ser også ut til å være feil, siden ekstrem preferanseavstand vil gi betydelig høyere beslutningseffektivitet. Hvis man tar i betraktning ekstremverdiene for variabelen, vil avstanden mellom dem tilsvare 91 indekspoeng. Vinnersettet vil da være veldig lite, noe som i følge proposisjon 1 påvirker effektiviteten i negativ retning. Med en høyere relativ risiko på 0.6 %, vil avstanden mellom ekstremverdiene 6 og 97 på variabelen være at den høyeste indeksskåren tilsvarer 54.6 % høyere relativ risiko for vedtak, enn for den laveste indeksskåren. Effekten av variabelen er signifikant og jeg avviser derfor hypotesen i proposisjon 1, om at mindre preferanseavstand mellom aktører skaper mer beslutningseffektivitet. Hvis de teoretiske antakelsene ser ut til å

være feil, hva kan da være forklaringen på at økt preferanseavstand medfører økt beslutningseffektivitet?

En forklaring kan være at det er noe galt med målingen. Siden indeksen er satt sammen av vektete partipreferanser på 57 ulike politikkområder kan det hende at målingen kan være for grov eller at den vektlegger noen områder mer enn andre. Hvis man for eksempel tenker seg at det på et politikkområde er meget stor uenighet mellom aktørene i Rådet og EP, kan dette da slå ut som stor uenighet på preferansevariabelen. La oss samtidig anta at de politiske preferansene er identiske på alle andre områder, og at uenigheten er innenfor politikkområder som ikke er vanlige under medbestemmelsesprosedyren, eller som kanskje er tillagt en annen prosedyre. Resultatet vil da kunne bli at preferanseavstanden tilsynelatende er høy, mens den i realiteten kun er dette for en eller enkelte områder, og beslutningseffektiviteten vil dermed se ut til å øke med preferanseavstand. Dette kan være en mulig forklaring, men siden indeksen er vektet og består av mange politikkområder er det ikke sannsynlig at det er tilfellet.

Et annet aspekt ved beslutningsprosessen som kan forklare økt beslutningstempo ved høyere avstand er rekkefølgen beslutningene fattes eller initieres. Crombez sin vektlegging av Kommisjonens rolle kan være en forklaring på at økte preferanser kan medføre økt beslutningseffektivitet. Kommisjonens monopol på fremming av lovforslag kan inneholde en av grunnene til at beslutningseffektiviteten øker ved preferanseavstand. Hvis Rådet og EP har store preferanseavstander på enkelte politikkområder vil det da være lite sannsynlig at de blir enige om lovgivning på disse områdene. Da vil det være lite fruktbart for lovgivningsprosessen om Kommisjonen fremmer forslag tilhørende disse politikkområdene siden de mest sannsynlig ikke vil bli vedtatt. Effekten av denne tilpasningen vil kunne være at beslutningseffektiviteten stiger, når preferanseavstanden øker fordi det er enklere å skille ut områder hvor uenigheten er stor. Datasettet understøtter denne forklaringen. Når preferanseavstanden mellom Rådet og EP var stor ble det fremmet færre forslag enn når den var liten. Dette kan indikere at store preferanseavstander utelukker politikkområder fra beslutningsprosessen og mer fokus blir tillagt de områder hvor ny politikk kan bli laget. Men et slikt scenario krever noen forutsetninger. For det første må Kommisjonen ha god oversikt over Rådet og EP sine preferanser for å vite hvilke politikkområder de bør ligge unna. Det er en vanlig forutsetning i beslutningsmodeller å anta at aktørene har fullstendig og perfekt forståelse av hverandres preferanser, men i hvilken grad dette stemmer med virkeligheten er uvisst. Det er vel lite trolig at Kommisjonen har denne typen informasjon om de andre

aktørene, men det er ikke sikkert de trenger å vite dette eksakt, bare ha nok informasjon til å vite hvilke områder de skal ligge unna. For det andre må det ikke være presserende områder som ligger utenfor vinnersettet. Det er rimelig å anta at ny lovgivning er påkrevd på områder også der hvor preferanseavstanden er stor, slik at det er urimelig å forvente at denne strategien kan være mulig å gjennomføre konsekvent. Dette kan være en forklaring til at den relative risikoen for vedtak, gitt samme verdi på de andre variablene har kun en moderat effekt.

Effekten av politisk kjerneområde

Effekten av det politiske kjerneområdet i modellen er positiv for de politikkområder som ble definert som utenfor det politiske kjerneområdet. Det ser ikke ut til å være en forklaring at er at definisjonen er for snever eller for vid, i og med at det er omtrent halvparten av forslagene er fordelt i hver kategori. Resultatene i analysen stemmer overens med König sine tidligere funn (Schultz & König 2000; König 2007), og de forventningene som ble satt opp i tabell 2.1 i kapittel 2. Hva kan forklaringen på dette være? König diskuterer ikke funnene inngående, men konstaterer at noen politikkområder har større sjanse for tidlige vedtak enn andre. Sloot og Verschurens artikkel fra 1990 baserer den relative økte hurtigheten for enkelte politikkområder på antakelsen om ensretting av økonomiske interesser mellom medlemsstatene, slik at politikkområder som hadde tilhørt EU lengst hadde størst sannsynlighet for et høyere beslutningstempo (Sloot & Verschuren 1990). Et slikt argument er basert på et neofunksjonalistisk perspektiv. Jeg tror det kan være mer nyttig å se på det ut fra et funksjonalistisk perspektiv. De områdene som er definert i datasettet som de politiske kjerneområdene tilhører slik som Sloot og Verschuren mener, områder som har vært innenfor EUs beslutningsmyndighet lenge, men i stede for å tolke det slik at det skjer en ensretting av preferanser innenfor disse områdene, velger jeg heller å se det som et uttrykk for de områder EU har fått oppgaven og oppslutning om å handle innenfor. Ut fra et funksjonalistisk perspektiv er EU en organisasjon som skal fylle en funksjon som medlemslandene ikke er i stand til å fylle på egenhånd. Derfor vil de delegere denne makten til EU. Selv om EU innebefatter seg med mange politikkområder, er det primæroppgavene som har størst oppslutning, fordi dette er hovedgrunnen til at mange medlemsland valgte å tilslutte seg EU. Det er ikke vanskelig å tenke seg at utenrikspolitikk, som er et område hvor nasjonalstaten tradisjonelt har full autonomi, er vanskeligere å bli enige om enn for eksempel en felles sertifiseringsordninger. Derfor er det ikke heller unaturlig at kjerneområdene tar kortest tid å

bli enige om, siden dette er noe som EU skal ha styringen med for fellesskapets beste. Hypotesen i proposisjon 4 aksepteres.

Sakstype- en dikotom effekt

Modellen skiller mellom sakstype ved at den skiller ut direktiv og reguleringer som tilnærmet like hva gjelder beslutningseffektivitet, mens beslutninger og anbefalinger ser ut til å være hurtigere å vedta. Fra kapittel 2 dannet jeg forventninger basert på König og Golub sine slutninger fra tidligere studier. Golub mente at direktiv skilte seg ut i forhold til de andre sakstypene fordi disse var av større viktighet enn de andre (Golub 1999). König på sin side kritiserte denne inndelingen og satt skille med direktiv og reguleringer på den ene siden, og de resterende sakstypene på den andre (König 2007). Modellen støtter König sin inndeling av saktyper, der direktiv og reguleringer virker til å være én gruppe. Siden anbefalinger ikke har et signifikant estimat, vil det være vanskelig å si noe om presisjonen til estimatet. Dermed utelukkes denne kategorien. En grunn til at dette skjer i modellen kan være det relativt få antallet anbefalinger i datasettet. Hvorfor er det ikke et skille mellom reguleringer og direktiv? Det er ikke overraskende at beslutninger, som er ikke-bindene avgjørelser, har større sjanse for tidlig vedtak enn direktiv og reguleringer. At skillet mellom reguleringer og direktiv ikke er signifikant forskjellig, kan ha noe med at de begge er “tunge” sakstyper som er underlagt betingelser for implementering som kan virke både effektiviserende, men også bremsende. Direktiv er spesifisert som en bindende beslutning som skal implementeres i henhold til direktivets intensjon, men det kan tilpasses nasjonale forhold (TEU 188). Siden det er den mest omfattende lovgivningstypen er det ikke uventet at den har høyest varighet. Reguleringer er lovgivning som skal implementeres direkte slik de blir vedtatt i EU (TEU 188). Det er ikke unaturlig at de krever lang beslutningstid i EU, reguleringer ikke kan tilpasses etter at de er vedtatt. At disse dermed skiller seg signifikant fra beslutninger er ikke uventet, men det er kanskje noe uventet at beslutningseffektiviteten er tilsynelatende lik for de to gruppene. Hypotesen i proposisjon i kapittel 2 aksepteres dermed bare delvis.

Lesningsrunde

Jeg formulerte ingen forventninger til lesningsrunde i Kapittel 2, siden det ikke var forventet hvordan lesningsrunde kunne påvirke beslutningseffektiviteten. Resultatene fra Cox modellen viser at andre lesningsrunde har en høyere relativ risiko for vedtak enn første runde, og

effekten er ganske betydelig. Dette betyr at forslag i første lesingsrunde har lavere beslutningseffektivitet enn de som er vedtatt i andre lesingsrunde. Hva kan forklaringen på dette være? I perioden for Maastrichttraktaten var det slik at førsterundevedtak ikke var mulig. Rent formelt ble saker vedtatt i første runde, men i praksis skjedde dette i andre runde. Dette var fordi de formelle uttalelsene og posisjonene som skulle formuleres av EP og Rådet gjorde at disse oppfylte første runde, og beslutningene ikke kunne tas før i andre lesingsrunde. Førsterundevedtakene var derfor “falske”. Fordelingen i datasettet viser at bare 10 % av forslagene fremmet i Maastrichttraktaten var førsterunde vedtak. Gjennomsnittlig varighet for førsterundevedtak i denne perioden var over 2000 dager, mens den for andrerundevedtak var i underkant av 800 dager. Etter Amsterdam ble forslagene jevnt fordelt mellom første og andre runde. Etter Amsterdamtraktaten ble førsterundevedtakene mulig i praksis på grunn av Trialogene. Disse uformelle forhandlingene kan ha medført at forslagene ble holdt igjen i første runde slik at man for det første unngikk å starte de tidsfristene man er underlagt i de ulike rundene, men også fordi man da har forhandlingsmuligheter over forslaget. Den relative makten til aktørene kan også være høyere i første runde, siden de uformelle forhandlingene er noe som kan medføre at aktørene har en interesse av ikke å sende forslagene videre. Det kan tenkes at forslag som blir sendt til andre runde er forslag man kan oppnå enighet om, og som ikke trenger gå gjennom lange forhandlinger i Trialogene, og derfor har disse større sannsynlighet for kortere varighet. Det kan også være at det forventes at saken skal gå hele veien til forsoningskomiteen, og denne sendes videre for et vedtak i andre runde for så å gå videre til forsoningskomiteen.

Årstall og saksopphopning

Årstall kan vanskelig sies å ha en lineær effekt på varighet, men ulike spesifikasjoner er forsøkt uten at modellen ble bedre. Derfor beholder jeg den lineære kodingen av årstall. Variabelen divergerer ikke mye fra en lineær effekt, men nok til at estimatet er usikkert selv om det er signifikant. Derfor tjener den bare som en kontrollvariabel i modellen. Det samme gjelder for saksopphopning. Denne er ikke signifikant, og det ser derfor ikke ut til at saksmengden per kalenderår har noe å si for beslutningseffektiviteten i EU når man kontrollerer for de forklaringer som er gjort i modellen.

5 Analyse av beslutningstidspunkt: *En ordinal regresjonsmodell*

“Every great movement must experience three stages:

ridicule, discussion, adoption”

- John Stuart Mill

I dette kapitlet skal jeg teste hva som påvirker i hvilken lesingsrunde et vedtak fattes. Jeg har basert mine antakelser om hvilkenrunde som er mest sannsynlig ut fra Rasmussen og Toshkov sitt paper fra 2010(konferansepapir 2010, kommer 2012), og Kardashevas undersøkelse fra 2008. Forventningene basert på disse og andre undersøkelser ble gjennomgått i kapittel 2, men jeg skal her kort gjenta hovedinnholdet i dem. Videre tilpasser jeg modellen til dataene som jeg har kodet i datasettet MaaM og til slutt presenterer jeg disse resultatene og drøfter effektene av variablene opp mot forventinger og mulige forklaringer.

5.1 Forventninger til analysen

Basert på Rasmussen og Toshkovs undersøkelse fra 2010 formulerte jeg en antakelse om at førsterundevedtak ikke var praktisk mulig under Maastrichttraktaten, og dermed ville denne andelen øke med Amsterdamtraktaten. Dette skulle ikke skje kun på grunn av endring av den formelle prosedyren, men også fordi Trialogene muliggjorde dette ved at Rådet og EP kom sammen og forhandlet på et tidlig stadium. Rasmussen og Toshkov antyder at førsterundevedtakene ikke ble flere på grunn av endringer i prosedyren, men på grunn av opprettelsen av den uformelle prosessen som fører opp til såkalt tidlig enighet (Rasmussen og Toshkov 2010).

De forventer også at sakstype skal ha en innvirkning på beslutningseffektivitet, fordi de antok at direktiv og reguleringer, som er mer krevende lovgivning ville ta lenger tid enn andre sakstyper. Men de forventet også at disse skulle bli behandlet i de nevnte Trialogene, siden det er der det finnes størst forhandlingsrom. Dette argumentet medfører en forventning om at

mer omfattende sakstyper vil bli avgjort tidlig i prosessen, siden de ferdigforhandles i Trialogene (Rasmussen & Toshkov 2010:12).

Den siste forventningen som ble dannet var forventningen om hestehandler. Jeg operasjonaliserte dette som saksopphopning eller arbeidsmengde, det vil si antall forslag som til enhver tid er en del av medbestemmelsesprosedyren. Kardasheva fant i sin undersøkelse av såkalte pakkeavtaler i EU, at saksopphopning var en av forutsetningene for å muliggjøre hestehandler eller pakkeavtaler. Dette fordi det må være mulig å gjøre byttehandler mellom saker rimelig umiddelbart, siden dette er uformelle avtaler som partene ikke kan holdes direkte ansvarlig ovenfor (Kardasheva 2008). Hestehandler oppstår på grunn av dårlig tid og økt arbeidspress, noe som medfører tidligere vedtak, enn hvis dette ikke er tilfellet.

5.2 Regresjonsanalysen – ORM

Regresjonsanalysens forutsetninger er noe mer komplisert og uklare for logistisk regresjon enn for OLS. Linearitetsforutsetningene er brutt, og skjevheter vil forkomme i data som inneholder dikotome eller kategoriske variabler. Det er ikke naturlig å forvente at for eksempel fordelingen av sakstypene skal være normalfordelt. Det som derimot er en forutsetning for alle regresjonsmodeller er fraværet av multikolinearitet. Hvis datamaterialet inneholder høyt korrelerte variabler vil man ikke ha like stor tillit til resultatene i analysen, siden det da er vanskelig å skille ut hvilke variabler som skyldes hvilke effekter (Agresti 1996:35). I tabell 4.1 er korrelasjonskoeffisientene for alle variablene i analysen presentert i en korrelasjonsmatrise. Alle korrelasjoner som er over (.30) er uthevet slik at man kan observere de variablene som det er oppgitt noe korrelasjon for. Selv om det er fem tilfeller av korrelasjon over (.30) er det kun korrelasjonen mellom år og lesningsrunde, og år og saksopphopning som blir rapportert som middels korrelert, med verdier på henholdsvis (.50) og (.66). Korrelasjonen er signifikant. Selv om det er verdt å merke seg i forhold til analysen, anses ikke korrelasjoner under (.70) for å være problematisk for analysen (Skog 2004:287-288). Jeg vil også gjøre en vurdering om noen av resultatene i analysen kan være utslag av korrelasjon, men (.66) anses for å være for lavt til å gi problemer i analysen.

Tabell 5.1 - Korrelasjonsmatrise

	Lesnings- runde	Traktat	Kjerne- område	Sakstype	Parti- plassering	Parti- størrelse	Saksopp- hopning	Pref.- avstand	Årstall
Lesningsrunde	1.0000								
Traktat	-0.1742*	1.0000							
Kjerne- område	-0.1094*	-0.0651*	1.0000						
Sakstype	-0.0252	-0.0518*	0.0254	1.0000					
Parti- plassering	-0.0739*	-0.0187	-0.1079*	-0.0273	1.0000				
Parti- størrelse	-0.0884*	-0.0263	-0.0848*	-0.0097	0.1673*	1.0000			
Saks- oppnopning	-0.2912*	0.3916*	-0.0578*	0.0183	0.0294	0.0193	1.0000		
Pref.avstand	-0.1703*	0.1275*	-0.0446	0.0284	0.0503	0.0231	0.1956*	1.0000	
År	-0.5014*	0.3821*	-0.0912*	0.0056	0.0627*	0.0317	0.6547*	0.3206*	1.0000

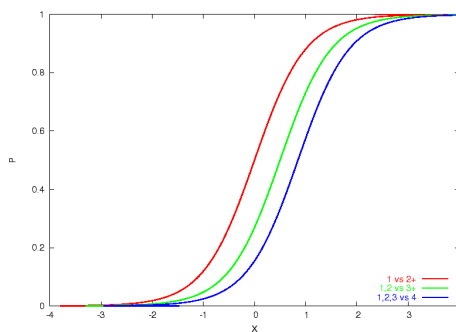
Ordinal regresjonsmodell

Etter at de aktuelle variablene i datasettet er testet for korrelasjonsproblematikk, estimerer jeg den fulle modellen med de samme variablene. Den estimerte modellen er presentert første kolonne i tabell 5.3 med eksponentielle koeffisienter og standardfeilen til parameterestimatet i parentes. Under modellen er det gjengitt noen verdier som gir en indikasjon på hvor god modellen er. Modellen er på samme måte som for overlevelsesmodellen kjørt med ulike spesifikasjoner for årstall siden denne vanskelig kan sies å ha en lineær effekt, men modellen i tabellen er den som gav de beste resultatene. Modellvurderingene som ble gjort for å velge den rette spesifikasjonen av regresjonsmodellen ble valgt på bakgrunn av log likelihood og BIC som er gjengitt i tabell 5.3. Etter estimeringen av modellen velger jeg å gjennomføre en del proporsjonalitetstester for å vurdere tilpasningen i modellen, før jeg presenterer og drøfter resultatene.

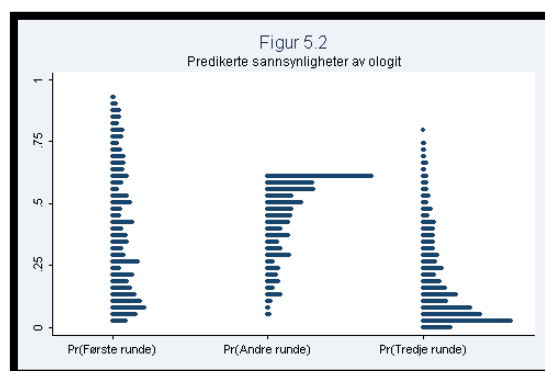
5.3 Proporsjonale odds og en alternativ estimeringsmodell

Den ordinale regresjonsmodellen setter som forutsetning at effektene av variablene er parallelle over kategoriene av den ordinale modellen, siden den kun gir et parameterestimat i tillegg til kuttpunktet. Figur 5.1 viser en modell hvor dette er tilfellet, der den avhengige variabelen har fire kategorier. Kan man forvente en konstant effekt fra lesingsrunde til lesingsrunde basert på de ulike variablene i modellen? I utgangspunktet kan man ikke gi noe godt svar på dette, fordi det mest sannsynlig vil variere, og jeg har ingen teoretiske antakelser som tilsier at noe utfall er mer sannsynlig. Et eksempel kan være å se hvordan de ulike sakskjennetegnene opptrer. Vil for eksempel det politiske kjerneområde ha like stor effekt over alle kategorier? Det er tvilsomt at den vil ha det, fordi et forslag som tilhører EUs politiske kjerneområde vil kanskje øke sannsynligheten for at et forslag blir vedtatt, men det er lite trolig at denne effekten akkumuleres gjennom beslutningsprosessen, og for hver kategori. Siden jeg ikke kan avvise eller bekrefte slike attributter ut fra teorien velger jeg i stede å vurdere dette empirisk og statistisk.

Figur 5.1 – Eksempel på proporsjonale odds



Jeg har valgt å benytte to ulike tester, som begge har som nullhypotese $H^0 =$ variablene følger proporsjonale oddsantakelsen. Den proporsjonale oddsantakelsen er gjengitt i grafen over i figur 5.1, hvor fordelingen av oddsen i en modell med fire kategorier på den avhengige variabelen. Den første testen jeg gjøre er en likelihood ratiotest (LR) av hele modellen, en global test for modelltilpasning. Denne testen kalles en ordinal modell (omodel) og er hentet fra Wolfe og Gould sin artikkel om globaltesting av regresjonsmodeller (Wolfe & Gould 1998). Testen gir en $\chi^2=392.72$ og en p -verdi på (.000). Dette resultatet tilsier at modellen som helhet bryter med den proporsjonale odds-antakelsen. Dermed kan jeg avvise H^0 og ut fra resultatene kan man si at modellen passer dårlig til datamaterialet.



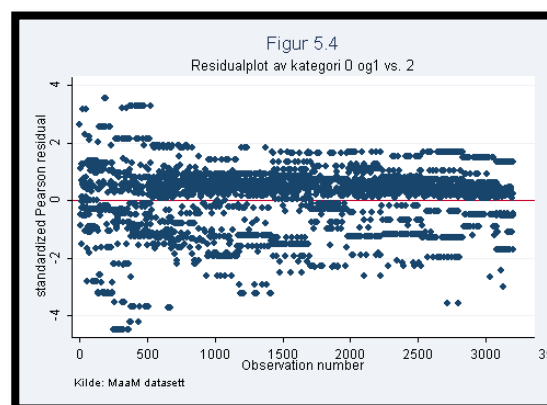
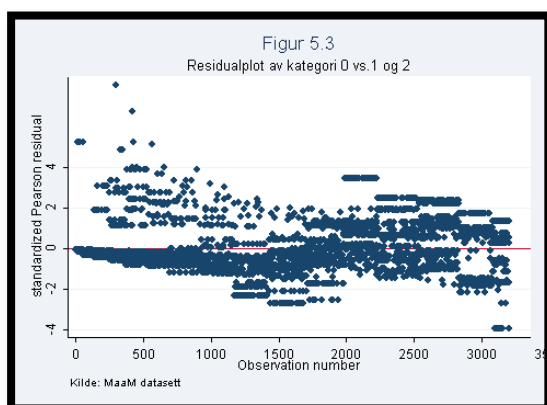
Figur 5.2 er en gjengivelse av de predikerte sannsynlighetene for den ordinale regresjonsmodellen med avhengig variabel Lesningsrunde. Kategorien for 1. lesingsrunde ser akseptabel ut. Det samme gjelder for 3. lesingsrunde, selv om denne har noe brå start for lave verdier. Kategorien 2. runde har en brå avslutning som virker svært usannsynlig og er nok en indikasjon på modellens feilspesifikasjon (Long & Freese 2003:212).

Etter å ha kjørt en global test av modellen har jeg fastslått at modellspesifikasjonen bryter med parallelle linjer antakelsen for regresjonsmodellen. Det testen ikke gir noe svar på er hvilke(n) variabler som er problematiske, noe som gjøres gjennom en Brant's test for individuell estimering av variablene for om de møter den proporsjonale oddsantakelsen (Long & Freese 2006: 167). Brant's test er en Wald test av de individuelle variablene med samme nullhypotese som hos den globale testen, $H^0 = \text{proporsjonale odds}$ (Long & Freese 2006: 167).

Tabell 5.2 – Brant's test av proporsjonale oddsantakelsen

Variabelnavn	Chi ²	p>chi2
Traktat	15.5	0.000
Kjerneområde	174.4	0.000
Sakstype	1.5	0.217
Partistørrelse	1.3	0.254
Partiplassering	0.2	0.651
Saksopphepning	1.6	0.203
Pref.avstand	3.2	0.072
År	65.5	0.000
Overall	328.3	0.000

Resultatene er gjengitt i tabell 5.2. den viser at det er tre tilfeller hvor H^0 kan avvises. Variablene Traktat, Kjerneområde og Årstall er ikke proporsjonale og bryter dermed med forutsetningen for estimeringen av den ordinale regresjonsmodellen. Figur 5.3 og 5.4 viser henholdsvis de binomiske residualplottene for henholdsvis første lesingsrunde mot de to andre, og de to første lesningsrunde mot tredje. Hosmer og Lemeshow foreslår dette som en strategi for å se om det er noen betydningsfulle uteliggere i datamaterialet som kan påvirke modellen (Long og Freese 2006: 169). Disse binomiske fordelingene av residualer er kun en tilnærming til residualfordelingen i den ordinale modellen, og ikke en gjengivelse. Figur 5.3 viser at for lave verdier av t er det en ikke ubetydelig gruppe høye residualer, men bare for verdier over 0 på den standardiserte skalaen. For figur 5.4 er også spredningen høyere for lave verdier, men den er ikke like problematisk. Selv om binomiske residualplott gir en indikasjon på hvor godt modellen passer, understreker Long og Freese at plottet er problematisk å brukes som argument alene, særlig hvis proporsjonale oddsantakelsen allerede er brutt (Long og Freese 2006:169).



Gologit2

Testene for proporsjonal odds og de predikerte sannsynlighetene gav sterke indikasjoner på at modellen var feil. Det er da tre alternativer for den videre analysen; (1) å beholde modellen slik den er. Dette fordi den avhengige variabelen er kategorisk og ikke uttrykk for noen underliggende kontinuerlig variabel, kan den heller ikke omgjøres til for eksempel en OLS. (2) å gjennomføre en binomisk regresjon basert på kategoriene i den avhengige variabelen; (3) å gjennomføre en multinomisk logistisk regresjon. Testene gav alle unisone og sterke indikasjoner på at modellen var feilspesifisert, noe som utelukker å beholde modellen

uforandret. En binomisk logistisk regresjon vil heller ikke passe særlig godt, som residualfordelingen for de ulike kategoriene i figur 5.3 og 5.4 viste. Det tredje alternativet er derfor det mest nærliggende alternativet av de tre. En multinomisk logistisk regresjon (også kalt polynomisk nominal regresjon) vil kunne gi individuelle koeffisienter for hver variabel i modellen og for hver kategori av lesingsrunde. Problemet med denne fremgangsmåten er at jeg da nødvendigvis bør innføre restriksjoner på den multinomiske modellen slik at den spesifiserer de variablene som *er* proporsjonale som proporsjonale. I tillegg vil denne modellen gi mange koeffisienter, en for alle kategoriene for den avhengige variabelen, og for hver av de ikke-proporsjonale variablene.

Long og Freese kommer også med et fjerde alternativ. Det er å spesifisere modellen som en generell ordinal regresjonsmodell. Ulikhetene mellom en generell ordinal modell og en ordinal modell kan ses i ligningene under. Den første ligningen viser den generelle ordinale regresjonsmodellen, og den andre viser den ordinale modellen. Begge er hentet fra Williams sin artikkel om den generelle ordinale regresjonsmodellen som han kaller Gologit2 (Williams 2006). Den generelle modellen er:

$$P(Y_i > j) = g(X\beta_j) = \frac{\exp(\alpha_j + X_i\beta_j)}{1 + \{\exp(\alpha_j + X_i\beta_j)\}} + j = 1, 2, \dots, M - 1$$

mens regresjonslikningen for den ordinale modellen er:

$$P(Y_i > j) = g(X\beta_j) = \frac{\exp(\alpha_j + X_i\beta)}{1 + \{\exp(\alpha_j + X_i\beta)\}} + j = 1, 2, \dots, M - 1$$

Den store forskjellen mellom disse to modellene er at i likningen for den ordinale modellen så varierer ikke β med j kategorier slik som for den generelle modellen. Estimeringen er ellers lik og skjer ved $j-1$ kategorier. Den generelle modellen til Williams bygger på modellen til Vincent Fu som ble publisert i 1998 (Fu 1998). Det som kjennetegner den generelle modellen er at den behandler hver kategori som uavhengig og ikke konstant over alle kategorier, i motsetning til den ordinale modellen. Den generelle ordinale modellen gir også estimater for alle modeller for ordinale variabler, både proporsjonale odds, semi- proporsjonale odds og ikke proporsjonalitet (Williams 2006: 58). Dette medfører at den estimerer bedre flere typer modeller enn den ordinale modellen gjør. Grunnen til at jeg velger denne modellen fremfor en multinomisk modell er to aspekter ved estimeringen. Den mulige estimeringsmetoden autfit med Gologit2 gjør at den empiriske fordelingen i datamaterialet bestemmer hvilke variabler som bryter med proporsjonale odds antakelsen. Siden jeg ikke har noen teoretiske

forventninger til hvilke variabler som eventuelt skulle bryte med antakelsen, er denne metoden å foretrekke. En multinomisk logistisk regresjon vil også gi fler estimater, noe som kan gå ut over signifikansnivået til estimatene (Williams 2006:64). I tillegg til at den generelle modellen vil være enklere å tolke fordi den gir rapporterer færre koeffisienter.

Hvordan fungerer regresjonsanalysen med den generelle modellen i praksis? Det blir gjort en såkalt bakover iterasjon av den fulle modellen, hvor den estimerer en Brant's test for hver variabel, slik som for ORM i tabell 5.2. Nullhypotesen er også den samme som for testen over, $H^0 = \text{proporsjonale odds}$. Den variabelen som til enhver tid har høyest ikke-signifikante verdi, blir påført restriksjonen for proporsjonale odds. Modellen blir spesifisert om igjen helt til det bare er signifikante variabler igjen. Disse signifikante variablene blir estimert binomisk, og modellen presentert med proporsjonale odds for variabler der det er funnet støtte for dette, og $j - 1$ estimater for variabler som bryter med proporsjonale odds (Williams 2006:66).

Denne estimeringsmetoden krever forsiktighet i tolkningen av resultatene siden det kun gir et empirisk bevis for hvilke variabler som bryter med forutsetningene for den ordinale modellen, og fordi at autofit-estimeringen kan gi feilaktige resultater basert på tilfeldigheter (Williams 2006:66). For å unngå dette har jeg benyttet et strengere signifikantnivå i modellen, og kun estimater innenfor konfidensnivå (.01) blir akseptert i modellen. Å endre signifikansnivået er en avveining som er gjort basert på den ulike vurderingen av type I og type II feil. Siden jeg har få teoretisk begrunnede forventninger til modellen, og jeg heller ikke har klare resultater fra annen forskning å basere meg på, velger jeg heller å risikere feilslutninger av type II enn av type I. Jeg anser det ut fra et forskningsmetodologisk perspektiv for bedre å trekke feil slutninger basert på manglende effekter, enn å påstå at sammenhenger som ikke finnes er tilfelle. Så får det være opp til andre undersøkelser å motbevise eventuelle manglende forbindelser mellom variabler, men videre forskning basert på et falskt positivt resultat anser jeg for å være en større trussel enn noe som er basert på et falsk negativt resultat.

5.4 Når sier EU ja til ny lovgivning?

Analyseresultater av medbestemmelsesretten

I tabell 5.3 er resultatene fra de to ulike modellene av regresjonsanalysen gjengitt. Den første kolonnen gjengir resultatene fra den ordinale modellen og de to siste gjengir resultatene fra den generelle modellen. De estimatene som er understreket er like over begge modeller, det vil si at de har bestått en proporsjonal odds test og derfor er estimert med parallelle

restriksjoner. Konstanten er 0 for de ulike estimatene, og tillegges ingen betydning siden resultatene er gjengitt som eksponentielle verdier eller oddsratioer og $e^0=1$, som tilsvarer ingen effekt.

Traktatsvariabelen har Maastricht som referansekategori. Estimatet i første kolonne for den generelle modellen viser at det er en svak positiv effekt med en ratio på 1.13. Det betyr at kommisjonsforslag fremmet etter Amsterdam eller som ble behandlet under begge traktater har 13 % større sjanse for å bli vedtatt etter første runde. Sagt på en annen måte tilsvarer en enhets økning i traktatsvariabelen at det ble mer sannsynlig med vedtak etter 1. runde. Siden effekten ikke er signifikant, kan man ikke ha tillit til estimatet og det kan derfor bare være et utslag av tilfeldigheter. Den andre kolonnen for den generelle modellen viser at det er mer sannsynlig for at 1. eller 2. rundevedtak fattes for forslag tilhørende Amsterdamtraktaten eller for forslag under begge, enn det er at de går til forsoningskomiteen. Denne effekten er signifikant på høyeste nivå. Sannsynligheten for at forslag går til forsoningskomiteen er på kun 70% av den for å bli vedtatt før dette.

Neste parameterestimat tilhører det jeg definerte som det politiske kjerneområde. Estimatet for modellen viser at kjernesaker har større sannsynlighet for å bli besluttet i 1. runde enn senere. Sannsynligheten for at et vedtak fattes senere enn 1.runde er 95 % av sannsynligheten for at det fattes et vedtak i her, men effekten er ikke signifikant. At vedtak fattes i 1. eller 2. runde er derimot betydelig mer sannsynlig enn at det skal gå til forsoningskomiteen hvis det tilhører kjerneområdene. Et forslag har bare 12 % av sannsynligheten å gå videre til forsoningskomiteen, av det sannsynligheten er for å bli vedtatt i de to første rundene. Effekten av estimatet er signifikant på høyeste nivå (.001). Selv om ORM er den egnede modellen i analysen, kan man se at estimatet for modellen ligger mellom de to andre estimatene og effekten er signifikant.

Tabell 5.3 – Ordinal regresjonsmodell og den generelle ordinale regresjonsmodellen (Gologit2)

Variabel	ORM	Gologit2 ¹	Gologit2 ²
Traktat	0.890 (0.071)	1.133 (0.176)	0.702 ^{***} (0.073)
Kjerneområde	0.470 ^{***} (0.036)	0.952 (0.087)	0.118 ^{***} (0.016)
Sakstype	0.979 (0.048)	<u>1.001</u> (0.052)	<u>1.001</u> (0.052)
Partistørrelse	0.924 ^{**} (0.022)	<u>0.921</u> ^{**} (0.024)	<u>0.921</u> ^{**} (0.024)
Idelogisk plassering	0.916 ^{***} (0.018)	<u>0.920</u> ^{***} (0.019)	<u>0.920</u> ^{***} (0.019)
Saksopphopning	1.004 ^{***} (0.001)	<u>0.998</u> (0.001)	<u>0.998</u> (0.001)
Preferanseavstand	1.000 (0.001)	<u>0.999</u> (0.002)	<u>0.999</u> (0.002)
Årstall	0.684 ^{***} (0.012)	0.642 ^{***} (0.012)	0.820 ^{***} (0.017)
Konstant		*** (.)	*** (.)
Kuttpunkt 1	0.000 ^{***} (0.000)	*** (.)	
Kuttpunkt 2	0.000 ^{***} (0.000)		*** (.)
N	3031	3031	3031
Log likelihood	-2531.8	-2338.3	-2338.3
Chi ²	1153.8	1540.8	1540.8
BIC	5143.8	4780.8	4780.8
McFadden's Adj R ²	0.182	0.244	.0244

Oddsratio av ORM og gologit2 med autofit og konfidensnivå (.01), med lesningsrunde som avhengig variabel og standardfeilen i parentes.

¹ Første lesningsrunde; ² Andre lesningsrunde

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Sakstypevariabelen er konstant over begge modeller, og effekten av estimatet er hverken signifikant eller betydelig. Effekten ser ut til å være lik og ubetydelig over alle kategorier av den avhengige variabelen.

Partistørrelse er også konstant over de to estimeringene av kategoriene av lesningsrunde. Begge estimatene i modellen er signifikante på under (.01) nivå. Oddsratioen er 0.921 noe som betyr at en økning av én enhet i variabelen partistørrelse, synker sannsynligheten for at forslaget går videre til neste runde. Effekten er ikke spesielt stor for kun én enhets økning, men vil kunne være betydelig for den minste partigruppen(NI) sett i forhold til den største partigruppen, de konservative (EPP). Det er ikke store forskjeller fra den generelle modellen til den ordinale modellen for dette estimatet, noe som kan forklares med at estimatet har møtt proporsjonale oddsantakelsen og dermed er det kun et estimat for begge kategorier.

Partigruppenes ideologiske plassering er kodet slik at en enhets økning tilsvarer en plassering mot høyre på den partipolitiske og ideologiske venstre-høyre skalaen. Effekten av partigruppenes plassering mot høyre tilsvarer en negativ sannsynlighet for å bevege seg videre til neste lesningsrunde. Dette betyr at når de kommunistiske partiene har ansvaret for lovgivningen er det mer sannsynlig at forslaget blir vedtatt senere enn hvis de høyreekstreme har ansvaret for lovforslaget. Effekten synker med 8 % sannsynlighet for hver plassering mot høyre, og er signifikant på (.01) nivå. Det vil si at ethvert forslag vil i gjennomsnitt ha 92 % sannsynlighet for vedtak i en senere enn en tidlig lesingsrunde. Effekten i ORM er marginalt ulik.

Saksopphopningsvariabelen er også konstant over de ulike lesingsrundene, men effekten er estimert til å være marginal, og er heller ikke signifikant, slik at det er vanskelig å tro at den er ulik 0. Her er det en forskjell i forhold til ORM som gir både signifikant effekt, men også en effekt som er motsatt av den generelle modellen. Selv om effektforskjellen ikke er stor er dette en illustrasjon på hvilke utslag ulikhetene i estimeringsmetodene kan gi.

Den politiske preferanseavstanden ser heller ikke ut til å ha noen effekt for hvor i beslutningsprosessen det er sannsynlig at et forslag vedtas eller tilbakesendes. Estimatet er likt for alle kategorier av lesningsrunde, og er tilsvarende for ORM som for den generelle modellen. Effekten er heller ikke signifikant.

Estimatet for Årstall er signifikant for 1. runde i forhold til de to siste lesingsrundene. Effekten er negativ, noe som tilsier at det er sannsynlig at beslutninger fattes i 1. runde enn

senere runder for hvert år. Sannsynligheten for at noe går til 2. eller 3. runde er 68 % av sannsynligheten for at det forblir i 1. runde. Effekten synker noe for 1. og 2. lesingsrunde i forhold til forsoningskomitéen, og det er kun 82 % av sannsynligheten for at noe blir vedtatt i 3. lesingsrunde enn i de to første. Effekten er signifikant over begge kategorier. Dette betyr at det er vanligere med tidlige avgjørelser enn med sene, men at effekten avtar noe hvis forslaget er behandlet i 2. runde. For den ordinale modellen er effekten nærmer estimatet for første kategori av lesingsrunde enn for andre kategori, og standardfeilen er lik for ORM og første kategori for den generelle modellen.

Modellvurderingen som er gjengitt under modellen understøtter de proporsjonalitetstestene som ble gjort over. Log likelihooden er større for den generelle modellen enn den ordinale. Siden utvalgsstørrelsen er like for de to modellene er det uproblematisk på sammenligne disse målene med hverandre. BIC som er et mål statistikkpakken STATA gir for modellvurdering, støtter også den generelle modellen. Selv om McFaddens justerte R^2 skal benyttes kun i relativ forstand og med forsiktighet, gir denne en indikasjon på at den generelle modellen er bedre egnet til å estimere dataene i datasettet. Disse målene har ingen substansiell tolkning utover den relative tolkningen i forhold til vurdering av ulike modeller basert på det samme datasettet. De kan ikke sammenlignes på tvers av datasett eller utvalgsstørrelser.

5.5 Evolusjonær utvikling av beslutningsprosessen – drøfting av beslutningstidspunkt

Effekten av traktatsendring på beslutningsprosessen

Hvordan stemmer resultatene fra modellen overens med de forventningene som ble formulert, og hva kan forklaringene på resultatene være? Den første forventingen jeg formulerte for modellen var basert på forventinger til Traktatsvariabelen. Det var forventet at det skulle bli flere tidlige vedtak med en økning i traktatsvariabelen, dette fordi det ble ansett som svært vanskelig med vedtak i 1. runde under Maastricht, og de som eventuelt ble oppgitt å være 1. runde vedtak var ofte “falske”. Det vil si at de i realiteten ble vedtatt i 2. runde. Rasmussen og Toshkov mente at en viktig konsekvens av Amsterdamtraktaten var muligheten for tidlig enighet, og at Trialogene muliggjorde vedtak i 1. runde. Modellen i tabell 5.3 viser at dette ikke var tilfelle. Estimatet for forslagene var ikke signifikante for sannsynligheten for en beslutning i 1. runde. Traktatene ga derimot et positivt resultat for at beslutninger ble fattet før

forsoningskomitéen etter iverksettelsen av Amsterdamtraktaten. Altså er hypotesen i proposisjon 6 feil, og avvises. Hva er grunnen til at det ble flere tidlige vedtak men ikke flere 1. rundevedtak? Selv om muligheten for tidlig enighet er knyttet til traktatsendringene, er det ikke sikkert at det er traktatene i seg selv som er grunnen til at beslutninger i medbestemmelsesprosessen blir tatt i 1. eller 2. runde. Det kan være ulike årsaker til dette. For eksempel kan det politiske kjerneområde eller andre variabler i modellen forklare hvorfor tidlig enighet skjer, mer enn traktatsvariabelen. Det er for så vidt riktig slik som Rasmussen og Toshkov hevder at muligheten for tidlig enighet medfører at beslutninger blir tatt i tidlige runder etter Amsterdamtraktaten, men det forklarer ikke økningen i 1.rundevedtakene. Under Maastricht ble i alt 15 av de 195 forslagene vedtatt i 1. runde. Etter Amsterdam var andelen på 342 av 775, mens 2. rundevedtak var antallet 363, altså kun 21 flere enn 1. rundebeslutninger. Modellen viser at kontrollert for alternative forklaringer kan ikke traktatsendringene forklare denne økningen.

Disse funnen blir også bekreftet av de predikerte resultatene basert på den estimerte modellen. Gitt at de andre variablene er holdt på sin gjennomsnittsverdi, er den predikerte fordelingen av sannsynlighetene fordelt på de ulike traktatene gjengitt i tabell 5.4. Den viser at sannsynligheten faller for 1. lesningsrunde vedtak fra Maastricht og utover. Det ser altså ikke ut til at traktatsendringene forklarer økningen i Trialogene og tidlig enighet. Derimot predikerer den at færre saker går til forsoningskomitéen. Den mest plausible forklaringen på disse forandringene er at andre variabler i modellen forklarer *bedre* hvorfor det oppstår tidlig enighet enn traktatsvariabelen, selv om det er prosedyreendringene i Amsterdamtraktaten som muliggjorde Trialogene, slik som Rasmussen og Toshkov hevder.

Tabell 5.4 – Predikerte verdier av traktatsvariabelen

	Maastricht	Amsterdam	Begge
1.runde	0.29	0.27	0.24
2.runde	0.57	0.63	0.68
3.runde	0.14	0.10	0.08

Direktiv, regulering og beslutning – ulike lover, like effekter

Den andre forventningen som ble utformet basert på Rasmussen og Toshkovs funn var antakelsene om sakstype. De forventet at siden direktiver var viktigere enn reguleringer, som igjen hadde større betydning enn andre sakstyper, ville de mest omfattende og krevende

sakstypene bli vedtatt i 1. runde. Dette var fordi Rådet og EP har mye makt over forslaget i disse uformelle forhandlingssituasjonene, noe de kanskje ikke klarer å beholde utenfor Trialogene, tatt i betraktning alle parter som er med i forhandlingene i komiteene og Rådet. Derfor vil de beholde forslaget i Trialogene for å kunne forhandle frem et ønsket resultat eller i hvert fall ha noe kontroll over utfallet. Men dette ser ikke ut til å stemme for modellen i tabell 5.3. Effekten av sakstype er fraværende, og selv om Rasmussen og Toshkov finner at de mer omfattende sakene har lenger opphold og vedtas oftere i første runde, er ikke dette tilfellet i modellen i tabell 5.3 når det kontrolleres for alternative forklaringer. Hypotesen for proposisjon 7 avvises. Hva kan grunnen til denne effekten være? Det er ikke sikkert at sakstype har betydning for hvor omfattende et lovforslag er. Selv om Rasmussen og Toshkov benytter samme argument for at direktiv er mer omfattende enn de andre sakstypene, teller de også antall tillegg og størrelse på de ulike forslagene (Rasmussen & Toshkov 2010). Kodingen for min variabel er ikke like god, slik at bare sakstypen alene er usannsynlig for å forklare hvilken lesningsrunde den blir vedtatt. Selv om jeg fant at sakstype hadde betydning for varighet i kapittel 4, trenger det ikke ha betydning for beslutningstidspunkt. Det kan tenkes at direktiv og reguleringer er vanskelige sakstyper som må gå gjennom grundige forhandlinger i Trialogene, mens beslutninger er enklere å komme til enighet om. Det er ikke avgjort at disse ulike egenskapene ved sakstypene gjør at de blir vedtatt i ulike lesingsrunder. De kan bli vedtatt i 1., 2. eller 3. lesningsrunde av helt ulike årsaker. Jeg gjengir ikke noen sannsynlighetsfordeling for ulike verdier av denne variabelen siden fordelingen ville sett helt lik ut for alle kategorier.

Saksoppnopning – mer arbeid, bedre fordeling?

Den tredje forventningen som ble skapt for påvirkning av lesingsrunde var saksoppnopning. Saksoppnopning skulle måle antall saker som til enhver tid var til behandling i medbestemmelsesprosedyren. Kardasheva mente at saksoppnopning var en forutsetning for at hestehandler eller pakkeavtaler skulle gjennomføres (Kardasheva 2008). Større sakspress medførte flere og hurtigere avtaler som igjen skulle medføre beslutninger i tidligere lesingsrunder. Saksoppnopningsvariabelen i modellen i tabell 5.3 viser ingen slik effekt. Estimaten er tilsvarende 1, som betyr at variabelen har ingen effekt på utfallet av lesingsrunde og estimaten er heller ikke signifikant, noe som medfører at hypotesen i proposisjon 8 avvises. Hva grunnen er til at saksoppnopning ikke har noen effekt på lesingsrunde er vanskelig å si. Det kan hende at saksoppnopning og større arbeidspress ikke

medfører hurtigere beslutninger, men snarere bedre fordeling av arbeidet på de ulike rundene i medbestemmelsesprosedyren. Det kan også tenkes at hvis mange forslag står fast i 1. runde, blir noen oversendt til 2. runde og mer formell forhandling. Hvis opphopningen fortsetter å forplante seg utover i lesingsrundene, kan det være at man sender beslutningene videre til forsoningskomitéen for hurtige vedtak der, siden disse beslutningene er underlagt en maksimal behandlingstid på seks uker. Selv om dataene i bivariate analyser indikerer at saksoppnopning skal medføre flere tidlige avgjørelser, er dette ikke tilfellet når man kontrollerer for alternative forklaringer. Dette illustreres også ved de predikerte sannsynlighetene ved endring i antall saker i omløp. Gitt at de andre variablene er satt til gjennomsnittsverdien, gjengir tabell 5.5 predikerte sannsynligheter for tre ulike verdier av saksoppnopning. Tabellen viser en marginal økning i sannsynligheten for 1.rundevedtak, mens sannsynligheten for de lesingsrundene faller noe. Mangledne resultater kan også være en effekt av korrelasjonen med årstall, som er gjengitt i korrelasjonsmatrisen i tabell 5.1. Dette er vanskelig å slå fast, men kan ha en innvirkning på effekten.

Tabell 5.5 – Predikerte sannsynligheter av saksoppnopning

	75	150	225
1.runde	0.22	0.25	0.27
2.runde	0.64	0.63	0.62
3.runde	0.13	0.12	0.11

Kjerneområde

Effekten av kjerneområde var jeg inne på innledningsvis i kapittelet, som et eksempel på at det var vanskelig å si noe om hvordan ulike variabler forholdt seg til proporsjonalitetsforutsetningene. Estimaten fra den generelle modellen viste at effekten var stor i forhold til å holde forslag som tilhørte det politiske kjerneområdet unna forsoningskomitéen eller 3. lesingsrunde. Hvorfor den har slik effekt på beslutningsprosessen kan ha ulike forklaringer. Det kan hende at de ikke går innom Trialogene i første runde, siden de er enklere å vedta, og derfor i liten grad blir vedtatt i første runde. Den empiriske fordelingen i datasettet støtter en slik konklusjon bare delvis. 362 kjernesaker har blitt vedtatt i 1. lesningsrunde, mens 509 saker har fått sin endelse i 2. lesningsrunde. Når man ser på den predikerte sannsynlighetsfordelingen blir effekten av politiske kjernesaker enda tydeligere. Hvis et forslag ikke tilhører EUs politiske kjerneområde, og de andre variablene i modellen er

holdt på gjennomsnittsverdi, er sannsynlighetsfordelingen at ca. halvparten faller innunder 2. lesing, og rester er omtrentlig likt fordelt på 1. og 3. runde. Hvis forslaget tilhører det politiske kjerneområdet er fordelingen for 1. runde stabil, mens 2. runde har betydelig høyere sannsynlighet på bekostning av 3. lesingsrunde. Den siste kolonnen gir sannsynlighetsfordelingen over de to variablene i modellen som gir minst sannsynlighet for at forslagene ender opp i forsoningskomitéen, men fordelingen ble lik den for fordelingen i andre kolonne. Det ser ut til at kjernepolitikken i større grad vedtaks i 2. lesingsrunde og at ulikhetene mellom innenfor og utenfor kjerneområde ikke berører 1. lesingsrunde like mye. Økningen i sannsynligheten blir tillagt i stor grad 2. lesingsrunde. Dette kan understøtte den forklaringen at forslag som tilhører de politiske kjerneområdene til EU i større grad går utenom 1. lesingsrunde fordi de anses for uproblematisk å enes om utenfor Trialogene.

Tabell 5.6 – Predikerte sannsynligheter av kjerneområde

	Kjerne og		
	Kjerne = Nei	Kjerne = Ja	Amsterdam
1.runde	0.27	0.28	0.28
2.runde	0.49	0.69	0.69
3.runde	0.25	0.04	0.04

Partistørrelse

Ut fra estimatene fra den generelle regresjonsmodellen i tabell 5.3, vil økt partistørrelse ha en negativ innvirkning på lesingsrunde. Selv om effekten ikke er spesielt stor, må man ta i betraktning inndelingen av variabelen i alt 8 ulike verdier. Kardasheva er inne på betydningen av partistørrelse i sin artikkel uten å komme videre inn hvordan det påvirker beslutningsprosessen (Kardasheva 2008). Hun skriver at ofte er partileder involvert i viktige forhandlinger for å samle støtte slik at de kan få ønsket utfall i plenum. Altså kan størrelsen på partiet forklare hvorfor dette går raskere. Hvis partiet er større trengs mindre støtte fra andre, noe som kan ta kortere tid enn om man trenger støtte fra flere partier. De predikerte sannsynligheten i tabell 5.7 viser fordelingen for tre partier av ulik størrelse, med gjennomsnittlig verdi for de andre variablene. De uavhengige (minst), kommunistene (mellomst) og de konservative(størst). Fordelingen er forholdsvis lik for de ulike lesingsrundene, men det ser ut til at de store partiene i større grad klarer å holde forslagene unna forsoningskomitéen enn de små. Dette er et interessant utfall. I forsoningskomitéen

møtes representanter fra hvert medlemsland og like mange representanter fra EP, i tillegg til et sekretariat og visepresidentskapet i EP. Dette kan medføre at partiene som har ansvarlig rapportøren mister noe av kontrollen over utfallet i en slik forsoningskomité, noe som medfører at de i større grad klarer å få avgjort forhandlingene med Rådet før forslagene ender opp i forsoningskomitéen. De predikerte sannsynlighetene kan tyde på en at dette er en plausibel forklaring.

Tabell 5.7 – Predikerte sannsynligheter av Partistørrelse

	NI	GUE-NGL	EPP
1.runde	0.21	0.29	0.28
2.runde	0.60	0.62	0.63
3.runde	0.19	0.14	0.10

Parti plassering

Variabelen partiplassering har tilsvarende effekter som partistørrelse og standardfeilen er noe større for partistørrelse. Hvor lenger til høyre på skalaen, hvor tidligere i beslutningsprosessen er det sannsynlig at kommisjonsforslaget blir vedtatt. Det er også her vanskelig å kunne gi noe konkrete svar på hvorfor det ser ut til å ha den effekten på lesingsrunde. Det er vanskelig å finne teoretiske argumenter for hvorfor partier til høyre på partiskalaen skal vedta saker tidligere enn for de på venstresiden. Noe som kan være en forklaring er at høyresiden har vært klart størst etter 2000. Det er også etter Amsterdamtraktaten at det er fremmet flest forslag, men variabelen er kontrollert for partistørrelse i modellen. En annen forklaring kan være slik som Sloot og Vershuren var inne på i sin artikkel om beslutningseffektivitet at økonomisk politikk er enklere å bli enige om enn andre, fordi disse ble mer ensrettet over tid siden man får mer like økonomiske preferanser (Sloot & Vershuren 1990). Høyresiden kan også sies å være mer opptatt av å fokusere på økonomisk politikk enn venstresiden, og at disse er enklere å enes om. Venstresiden i politikken er generelt fokusert på fordeling og en forsterket sosial sikkerhet for befolkningen, noe som kanskje er vanskeligere å forhandle om enn økonomiske saker. Fordelingen i tabell 5.8 viser de predikerte sannsynligheter for de tre største partiene på hver sin del av den politiske skalaen. S&D til venstre, ALDE i sentrum og EPP til høyre. I motsetning til av for partistørrelse ser det ut til at når partiene lengst til høyre på skalaen er rapportører, evner de i større grad å komme *tidlig* til enighet enn når

vesntresidens partier er ansvarlige rapportører. Tabellen viser at det stort sett er sannsynlighetene for 1. lesingsrunde som endrer seg, og ikke de andre predikerte verdiene.

Tabell 5.8 – Predikerte sannsynligheter for ideologisk partiplassering

	S&D	ALDE	EPP
1.runde	0.22	0.27	0.30
2.runde	0.65	0.62	0.61
3.runde	0.13	0.10	0.10

Årstall – de yngste først?

Årstallsvariabelen inneholder alle årene i undersøkelsen fra 1993-2009. Estimaten fra den generelle modellen viser at årstall har større effekt for 1. lesingsrunde enn for 2. og 3. lesingsrunde. Siden årstall ikke kan ventes å ha en lineær effekt på lesingsrunde burde denne ideelt sett hatt en annen utforming, slik som i varighetsanalysen, men etter ulike estimeringer var dette den best egnedekodingen av variabelen. Årstall korrelerer også moderat med lesingsrunde, noe som kan påvirke estimatet. Siden årstall kan inneholde mange ulike forklaringer som kan knyttes til bestemte årstall er det vanskelig å forklare fordelingen. Den empiriske fordelingen av forslag fordelt på årstall viser at en betydelig andel av forslagene fremmet i perioden 2003-2007 ble vedtatt i 1. lesingsrunde (326 forslag av 496), mens andelen var mye mindre for forslag fremmet før 2003 (75 forslag av 634). Hva som skyldes denne fordelingen vites ikke, men jeg velger å presentere predikerte sannsynligheter for tre ulike år i tabellen. Den førstekolonnen er året for nord-utvidelsen, 1995, neste er året for Amsterdamtraktaten 1999 som også dekkes av traktatsvariabelen, og sist for 2004 da øst-utvidelsen ble gjennomført. Tabellen viser at sannsynligheten for 1. lesingsrunde vedtak var minimale i 1995, mens sannsynligheten økte noe i 1999. For samme periode gikk forslag til forsoningskomitéen ned, og det er denne som minker mest for alle årene i tabellen. I 1995 og 2004 er 2. runde vedtakene ganske stabilt, men det er for 1. og 3. runde at vedtakene har endret seg mest. Forsoningskomitéen er et lite sannsynlig utfall, med kun 9 %, mens økningen i 1. runde vedtak har økt med hele 36 % sannsynlighet. Trenden ser ut til å dreie mer i retning av flere 1. rundeavgjørelser og færre forsoningskomitéer. Færre avgjørelser blir tatt med mange rundt forhandlingsbordet, som ved forsoningskomitéen og flere avgjørelser blir tatt i første runde, der et fåtall av medlemmene av Rådet og EP har tilgang. Hva som skyldes denne

dreiningen er vanskelig å komme med noen forklaringer på, men det kan se ut til at vridningen har store konsekvenser for bruken av 3. runde beslutninger. Sett i sammenheng med at større partier også evner å holde beslutninger unna forsoning, kan tyde på en misnøye med denne ordningen. Det kan hende at siden man har anledning til å benytte Trialoger som forhandlingsinstans velges denne leningsrunden bort.

Tabell 5.10 – Predikerte sannsynligheter for Årstall

	1995	1999	2004
1.runde	0.01	0.06	0.37
2.runde	0.59	0.72	0.55
3.runde	0.40	0.22	0.09

Jeg velger avslutningsvis ikke å presentere noen effekter eller mangelen på sådan for politisk preferanseavstand fordi den ikke er signifikant i den generelle modellen, i tillegg ser den ikke ut til å ha noen effekt på lesingsrunde, og det er ble ikke formulert noen forventinger til hvordan den eventuelt ville påvirke utfallet av lesningsrunde før estimeringen av modellen.

5.6 Den generelle modellens likhet til den multinomiske

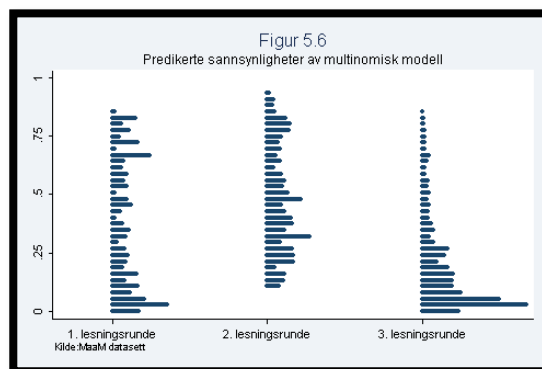
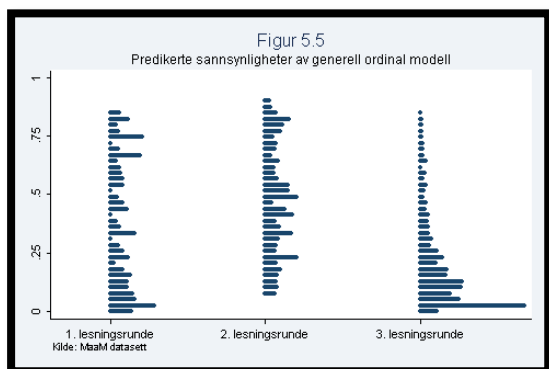
I modelldiskusjonen over valgte jeg den generelle ordinale regresjonsmodellen, Gologit2, fremfor den ordinale som etter proporsjonalitetstestene viste seg å kunne gi uriktige estimater. Jeg valgte også bort den binomiske, siden den avhengige variabelen i virkeligheten var ordinal og fordi den binomiske modellen gav indikasjoner på feilfordeling av residualene. Jeg valgte også bort den multinomiske modellen av flere grunner, men i motsetning til vurderingen av de andre modellene presenterte jeg ingen resultater som begrunnet valgene mine. Jeg har derfor estimert den multinomiske modellen og presenterer to resultater for denne. Den ene er tabell 5.10 hvor en sammenligning av globale testparametere er gjengitt for den generelle ordinale modellen og for den multinomiske modellen. Den andre er sannsynlighetsfordelingen for de to modellene i figur 5.5 og 5.6.

Tabell 5.10 – Testparametere for den generelle ordinale regresjonsmodellen og den multinomisk logistiske regresjonsmodellen

Testparametere	Generell	Multinomisk	Differanse
<i>N:</i>	3031	3031	0
<i>Log-Lik Intercept Only</i>	-3108.696	-3108.696	-0.000
<i>Log-Lik Full Model</i>	-2338.290	-2331.565	-6.726
<i>D</i>	4676.581(3013)	4663.130(3004)	13.451(9)
<i>LR</i>	1540.812(11)	1554.263(16)	13.451(5)
<i>Prob > LR</i>	0.000	0.000	0.019
<i>McFadden's R2</i>	0.248	0.250	-0.002
<i>McFadden's Adj R2</i>	0.242	0.241	0.001
<i>ML (Cox-Snell) R2</i>	0.399	0.401	-0.003
<i>Cragg-Uhler(Nagelkerke) R2</i>	0.457	0.460	-0.003
<i>AIC</i>	1.555	1.556	-0.002
<i>AIC*n</i>	4712.581	4717.130	-4.549
<i>BIC</i>	-19477.579	-19418.881	-58.699
<i>BIC'</i>	-1452.629	-1425.997	-26.623
<i>BIC used by Stata</i>	4780.797	4807.429	-26.623
<i>AIC used by Stata</i>	4702.581	4699.130	3.451

Tabellen over viser testparameterne for de ulike modellene. McFaddens justerte R^2 viser nesten identiske resultater for de to modellene, med tilnærmet ingen differanse. De to andre testene som har vært rapportert gjennom kapittelet er det litt andre resultater. LR testen gir resultater som er marginalt i favør av den multinomiske modellen, mens BIC gir resultater som er noe høyere i favør av den generelle modellen. Grunnen til dette er mest sannsynlig at BIC fra STATA “straffer” at den multinomiske modellen for flere estimer. Uansett er forskjellen tilnærmet ubetydelig. Figur 5.5 og 5.6 under viser de predikerte sannsynlighetene for de ulike lesingsrundene basert på de to modellene. Også her ser man likheten i estimeringen. Det ser ikke ut til at den generelle modellens restriksjoner for variablene som

var proporsjonale i Brant's test gjorde mye med resultatet av estimeringen, hvis man vurderer modellene på bakgrunn av disse globale modelltestene og de predikerte verdiene. Det ser ut til at i dette tilfellet var den hovedsakelige fordelingen med å benytte den generelle ordinale modellen antallet estimerer mindre enn den multinomiske modellen.



6 Konklusjon

Studiet av beslutningsprosessen i EU er omfattende og interessant. Det tilkommer stadig ny litteratur og undersøkelser, og interessen på området er tiltagende. Selv om de formelle beslutningsprosedyrene av mange vurderes til å være utilstrekkelige, viser det empiriske materialet at EU paradoksalt nok er en forholdsvis dynamisk organisasjon med evne til å fatte beslutninger relativt hurtig og effektivt. Temaet for oppgaven har vært å undersøke beslutningseffektiviteten i medbestemmelsesprosedyren, gjennom å se på hvordan ulike forklaringer påvirker varigheten av forslagene og tidspunktet for vedtak.

Siden det ikke fantes noen tilgjengelige datasett som var relevante for undersøkelsen, ble et datasett satt sammen fra EU parlamentets hjemmesider, The Legislative Observatory. I alt ble 1015 forslag tilhørende medbestemmelsesprosedyren innsamlet i ulike variabler av teoretisk interesse. Siden problemstillingen var fokusert på varigheten av forslagene, ble datasettet derfor innsamlet som overlevelsedata hvor varigheten av forslagene stod sentralt. Variablene innebefattet konstante variabler, og tre tidsvarierende kovariater. En av disse kovariatene som ble laget, var basert på Tim Veens datasett for partiers politiske posisjon basert på en koding av de ulike partiprogrammene og programsakenes fremtredenhets (Tim veen kommer 2012). Denne ble så implementert i datasettet MaaM, som var samlet inn.

Det teoretiske utgangspunktet for oppgaven var beslutningsteori som var velkjent innenfor studiet av beslutninger i EU og antakelser og forventninger basert på forskningsresultater fra nyere litteratur om beslutningseffektivitet i EU.

Basert på Tsebelis (2002) vetospillerteori ble det fremsatt to hypoteser om henholdsvis politisk preferanseavstand mellom aktørene i beslutningsprosessen, og gruppestørrelse. Resultatene av analysen viste at beslutningseffektiviteten gikk opp når preferanseavstanden mellom aktørene økte. Dette kan ha en forklaring ved at man holder seg unna de politikkområder man vet at man ikke kan enes om. I forhold til gruppestørrelse var forventningene at beslutningseffektiviteten skulle gå ned med Amsterdamtraktaten siden østutvidelsen i følge Tsebelis teori ville ha en negativ effekt på tempoet. Resultatene var motsatt av antakelsene. Forklaringen på dette resultatet kan være som Leuffen og Hertz forslår at gruppestørrelse har en øvre terskel, der nye tillagte aktører ikke vil ha så stor effekt på resultatet (Leuffen & Hertz 2008).

Den tredje hypotesen som ble testet var også en del av Tsebelis vetospillerteori, men siden Crombez fokuserer mer på agendasettingsmakt som utgangspunkt for sin beslutningsmodell, ble hans forståelse av agendasetting grunnlaget for en antakelse om dette. Resultatene fra overlevelsesmodellen gav positive resultater for endringene av agendasettingsmakten i Amsterdamtraktaten, motsatt av forventningene fra Crombez sin modell (Crombez 2000a).

De to siste hypotesene eller forventningene til overlevelsesmodellen ble formulert ut fra nyere forskning på beslutningseffektivitet i EU. König sin tidligere undersøkelser har vist at sakstype og politisk område har hatt betydning for beslutningseffektiviteten (König 2007;2008). Resultatene viste at det som ble definert som EUs politiske kjerneområde hadde betydelig høyere risiko for å bli vedtatt enn de som ikke tilhørte området. Dette kan skyldes at det er mer legitimitet og oppslutning om det som anses å være EUs funksjonelle kjerne. Resultatene fra sakstype viste at det var svært lite forskjell på direktiv og reguleringer, og den eneste sakstypen som skilte seg ut under medbestemmelsesprosedyren var beslutninger.

I analysen av beslutningstidspunkt i medbestemmelsesprosedyren ble den ordinale modellen forkastet på grunn av brudd på proporsjonalitetsforutsetningene. Det ble i stede benyttet en generell modell utformet av Williams (2006). Forventningene for regresjonsanalysen var hentet fra Rasmussen og Toshkov sin artikkel (2010), og Kardashevas undersøkelse fra 2008. Rasmussen og Toshkov har studert tidlig enighet eller Trialoger, og ut fra deres funn formulerte jeg forventinger basert på traktatsendringene og sakstypene. Rasmussen og Toshkov mente at Amsterdamtraktaten medførte mer 1. runde beslutninger (Rasmussen og Toshkov 2010). I modellen hvor det ble kontrollert for alternative forklaringer viste dette seg ikke å stemme. Det kan være fordi det er andre faktorer som avgjør når man benytter Trialoger og ikke. Sakstypene var ikke signifikant i modellen og ble derfor ansett ikke å ha noen innvirkning på beslutningstidspunktet.

Selv om det ble forventet hurtigere beslutninger når saksopphopningen økte, hadde dette i følge modellen ingen effekt. Forventningen baserte seg på Kardashevas undersøkelse om pakkeavtaler i EU, men de manglende resultatene betyr mest sannsynlig ikke at hestehandler ikke forekommer (Kardasheva 2008). Det kan bety at saksopphopning ikke har noe med hestehandler å gjøre, altså er en dårlig operasjonalisering av hestehandler eller pakkeavtaler.

Et interessant funn fra analysen var like vel at det så ut til å bli flere 1. runde vedtak og færre 3. rundevedtak. Det vil si at utstrekningen av bruken av Trialoger ser ut til å øke i

observasjonsperioden, mens antallet forslag som ender i forsoningskomiteen synker drastisk. Dette kan indikere et skifte i maktbalansen. Tatt i betraktning at det er de største partiene som har oftest rapportøransvar, og dermed også sitter mest ved forhandlingsbordet i Trialogene, kan dette være en betenkelig utvikling.

Hva er så implikasjonene for videre forskning? En interessant implikasjon av funnene i oppgaven er at økte preferanser medfører økt beslutningseffektivitet. Dette stemmer ikke overens med de teoretiske forventningene fra vetospillmodellen som er en anerkjent modell. Dette kan være interessant å undersøke nærmere. Et annet aspekt å undersøke nærmere kan være hvorfor de politiske kjerneområdene ser ut til å gå mer smertefritt gjennom beslutningsprosessen enn andre saksområder. Grunnen kan virke åpenbar, men det ville være interessant å vite noe om dette mer sikkert enn min analyse kan slå fast. Til sist vil det også være interessant å undersøke hvorfor beslutningsprosedyren favoriserer 1. lesingsrunde fremfor siste. Hva som skyldes denne utviklingen vil være viktig å undersøke ikke bare empirisk, men også normativt. Modell 6.1 under oppsummerer funnene i de to analysene opp mot de forventninger som ble formulert i kapittel 2.

Tabell 6.1 – Oppsummering av resultatene i forhold til forventningene

Modell/Teori					
Beslutnings- effektivitet:	Traktat	Politisk pref.avstand	Kjerne- område	Sakstype	Saksopphopning
<i>Tsebelis</i>	Motsatt av forventningene	Resultatet motsatt av forventningen	-	-	-
<i>Crombez</i>	Motsatt av forventningene	Motsatt av forventningene	-	-	-
<i>König</i>	Forventningene stemmer	-	Hypotesen stemmer	Hypotesen stemmer delvis	-
<i>Golub</i>	Forventningene stemmer	Motsatt av forventningene	-	Hypotesen stemmer delvis	-
Lesingsrunde:	Traktat	Politisk pref.avstand	Kjerne- område	Sakstype	Saksopphopning
<i>Rasmussen og Toshkov</i>	Hypotesen avvist	-	-	Hypotesen avvist	-
<i>Kardasheva</i>	-	-	-	-	Hypotesen avvist

Litteraturliste

Adcock, Robert and Collier, David. (2001). "Measurement validity: A shared standard for qualitative and quantitative research". *American Political Science Review* 95 (3): 529–46.

Agresti, Alan. (1996). *An introduction to Categorical Data Analysis*. New York, N.Y.: Wiley.

Box-Steffensmeier, Janet M. , & Jones, Bradford S. (2004). *Event history modeling: A guide for social scientists* .New York: Cambridge University Press

Boyron, Sophie. (1996). "Maastricht and the codecision procedure: a success story." *International and Comparative Law Quarterly* 45, nr. 2: 293–318.

Cleves, Mario, Gould, William. W. , Gutierrez, Roberto G. & Marchenko, Yulia U. (2010). *An Introduction to Survival Analysis Using Stata, 3rd edition*. College Station: Stata Press.

Clogg, Clifford C., & Shihadeh, Edward S. (1994). *Statistical Models for Ordinal Variables*.

Newbury Park, California: Sage.

Cox, David R., & Oakes, David. (1984). *Analysis of Survival Data*, London: Chapman & Hall.

Crombez, Christophe (1997). "The Codecision Procedure in the European Union", *Legislative Studies Quarterly* 22: 97–119.

Crombez, Christophe. (2000a). 'Institutional reform and co-decision in the EU', *Constitutional Political Economy* 11(1): 41–57.

Crombez, Christophe. (2000b). "Spatial models of logrolling in the European Union", *European Journal of Political Economy* 16: 707-737

Crombez, Christophe. (2001) "The Treaty of Amsterdam and the Codecision Procedure", i Gerald Schneider and Mark Aspinwall (red.) *The Rules of Integration: institutional Approaches to the Study of Europe*, pp. 101–22. Manchester: Manchester University Press.

- Crombez, Christophe, Steunenberg Bernard, & Corbett, Richard. (2000). 'Understanding the EU Legislative Process: Political Scientists' and Practitioners' Perspectives', *European Union Politics* 1(3): 363–81
- Earnshaw, David & Judge, David. (1997). "The life and times of the EU's cooperation procedure", *Journal of Common Market Studies* 35(4): 543–64.
- Farrell, Henry & Héritier, Adrienne. (2003). "Formal and Informal Institutions under Codecision: Continuous Constitution-Building in Europe", *Governance*, 16:4, 577–600.
- Farrell Henry, & Héritier, Adrienne. (2004). "Interorganizational Cooperation and Intraorganizational Power: Early Agreements under Codecision and their Impact on the Parliament and the Council", *Comparative Political Studies*, 37:10, 1184–212.
- Franchino, Fabio (2007). *The Powers of the Union: Delegation in the EU*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Fu, Vincent. (1998). sg88: "Estimating generalized ordered logit models". *Stata Technical Bulletin* 44:27–30. i *Stata Technical Bulletin Reprints*, vol. 8, 160–164. College Station, TX:Stata Press.
- Gerring, John (2007): *Case Study Research. Principles and Practices*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Golub, Jonathan (1999). "In the Shadow of the Vote? Decisionmaking in the European Community", *International Organization* 53(4): 733–64.
- Golub, Jonathan (2007). "Survival Analysis and European Union Decision-Making," *European Union Politics* 8(2):155-179.
- Golub, Jonathan (2008). "The Study of Decision-Making Speed in the European Union: Data, Theory and Methods," *European Union Politics* 9(1):167-79.
- Golub, Jonathan & Steunenberg, Bernard (2007). "How Time Affects EU Decision Making," *European Union Politics* 8(4):555-66

Hertz, R. & Leuffen, D. (2008) “Business as usual? Analysing the effects of enlargement on EU legislative output”, CIS Working Paper 38, Zurich.

Héritier, Adrienne (2001). “Comment: The Treaty of Amsterdam and the co-decision procedure”, i Gerald Schneider and Mark Aspinwall (red.) *The Rules of Integration: institutional Approaches to the Study of Europe*, pp. 101–22. Manchester: Manchester University Press.

Junge, Dirk & König, Thomas (2007). “Whats wrong with EU spatial analysis?”. *Journal of Theoretical Politics* 19(4): 465-487

Kardasheva, Raya. (2008). “The Power to Delay: Explaining the European Parliament’s influence in the Consultation Procedure”. Konferansepaper ECPR Joint Sessions, Rennes, April 2008.

Krislov, Samuel, Ehlermann, Claus-Dieter & Weiler, Joseph (1986). “The political organs and the decisionmaking process in the United States and the European Community”, i M. Cappelletti, M. Seccombe and J. Weiler (red), *Integration through Law: Europe and the American Federal Experience* (Volume 1, bok 2), Berlin: Walter de Gruyter, pp. 3–110.

König, Thomas (2007). “Divergence or convergence? From ever-growing to ever-slowng European legislative decision making”. *European Journal of Political Research* 46: 417–44.

König, Thomas (2008). “Analysing the Process of EU Legislative Decision-Making. To Make a Long Story Short . . .”, *European Union Politics* 9(1): 145–65.

König, Thomas & Bräuninger, Thomas (1998). “The Inclusiveness of European Decision Rule”, *Journal of Theoretical Politics* 10(1): 125-41

Long, J. Scott, & Freese, Jeremy(2003). *Regression Models for Categorical Dependent Variables Using Stata*. Rev. ed. College Station, TX: Stata Press

Long, J. Scott, & Freese, Jeremy(2006). *Regression Models for Categorical Dependent Variables Using Stata*, 2end ed. College Station, TX: Stata Press

Lund, Thorleif (red.) (2002): *Innføring i forskningsmetodologi*. Oslo: Unipub.

Menard, Scott (2010). *Logistic Regression: From Introductory to Advanced Concepts and Applications*. Thousand Oaks, CA: Sage.

Neyer, Jürgen (2004). “Explaining the unexpected: efficiency and effectiveness in European decision-making”, *Journal of European Public Policy* 11(1): 19–38.

Rasmussen, Anne & Toshkov, Dimitar (kommer). “European Union Co-Decision Duration over Time” (også publisert som konferansepaper på Fifth Pan-European on EU Politics 23-26. juni, Porto 2010).

Shackleton, Michael. (1999): “The Politics of Codecision”, in: *Journal of Common Market Studies*, 38(2): 325-42

Schmitter, Phillippe C. (2003) “Neo-neo-functionalism”, i Antje Wiener & Thomas Diez (red.) *European Integration Theory*, Oxford: Oxford University Press

Schulz, Heiner and König, Thomas (2000) “Institutional Reform and Decision-Making in the European Union”, *American Journal of Political Science* 44(4): 653–66.

Skog, Ole-Jørgen (2004): Å forklare sosiale fenomener: En regresjonsbasert tilnærming. Oslo: Ad Notam Gyldendal.

Sloot, Thomas & Verschuren Piet (1990). “Decision-making speed in the European community”. *Journal of Common Market Studies*, 29(1): 75-85.

Tsebelis, George. (2002) *Veto Players: How Political Institutions Work*, Princeton, NJ: Princeton University Press.

Veen, Tim (kommer) ”Positions and salience in European Union politics. Estimation and validation of a new dataset”. *European Union Politics* 12 (3)

Williams, Richard. 2006. “Generalized Ordered Logit/ Partial Proportional Odds Models for Ordinal Dependent Variables.” *The Stata Journal* 6(1):58-82

Wolfe, Rory & William, Gould. (1998): sg76: “An approximate likelihood-ratio test for ordinal response models”. *Stata Technical Bulletin* 42: 24 – 27. I *Stata Technical Bulletin Reprints*, vol. 7, 199 – 204. College Station, TX: Stata Press.

Internettkilder

COD/1995/305 European parliament- The legislative observatory.

<http://www.europarl.europa.eu/oeil/file.jsp?id=110372> [lesedato 1.9.2011]

COD/2006/210 European parliament- The legislative observatory.

<http://www.europarl.europa.eu/oeil/file.jsp?id=5402842> [Lesedato 1.9.2011]

EurLex - Europa <http://eur-lex.europa.eu/en/index.htm> [Lesedato 1.9.2010]

The Legislative observatory. - European parliament

http://www.europarl.europa.eu/oeil/search_procstage_familyandtype.jsp [Lesedato 1.9.2010]

PreLex. - The Commision <http://ec.europa.eu/prelex/apcnet.cfm?CL=en> [Lesedato 1.9.2010]

Treaty of the European Union (TEU) (1992).

http://europa.eu/legislation_summaries/economic_and_monetary_affairs/institutional_and_economic_framework/treaties_maastricht_en.htm. [Lesedato 1.12.2010]

Treaty of Amsterdam (1997).

http://europa.eu/legislation_summaries/economic_and_monetary_affairs/institutional_and_economic_framework/treaties_maastricht_en.htm [Lesedato 1.12.2010]

Vedlegg

STATA-koder – deskriptiv statistikk:

```
//missing i datasettet
misschk read treaty kjerne acttype rapp_vh rapp_stor logroll poldiff year

//treaty
eststo: estpost tab treaty if _t0==0
esttab using "Frekvenstabell-traktat.rtf", cells("b(fmt(0)) pct(fmt(2))") note("Kilde:
MaaM datasett") replace
eststo clear

graph hbox days if _t0==0, over(treaty, total) title("Figur 3.2") noout note("Kilde:
MaaM datasett")
graph export "Varighet-traktat.png", replace

//reading
eststo: estpost tab read if _t0==0
esttab using "Frekvenstabell-reading.rtf", cells("b(fmt(0)) pct(fmt(2))") note("Kilde:
MaaM datasett") replace
eststo clear

graph hbox days if _t0==0, over(reading, total) title("Figur 3.1") noout note("Kilde:
MaaM datasett")
graph export "Varighet-lesningsrunde.png", replace

//comm
esttab using "Frekvenstabell-komit .rtf", cells("b(fmt(0)) pct(fmt(2))") note("Kilde:
MaaM datasett") replace
eststo clear

//bruker tabstat her i stede for boxplot som blir for uoversiktilig med s  mange
kategorier
eststo: estpost tabstat days if _t0==0, by(comm) statistics(mean sd p50)
esttab using "Varighet-komit .rtf", cells("mean(fmt(2)) sd p50(fmt(0))") replace
eststo clear

graph hbox days if _t0==0, over(comm, total) title("Figurxx") noout note("Kilde.
MaaM datasett")
graph export "Varighet-kommit .png", replace
```



```

//kjerne
eststo: estpost tab kjerne if _t0==0
esttab using "Frekvenstabell-kjerne.rtf", cells("b(fmt(0)) pct(fmt(0))") note("Kilde:
MaaM datasett") replace
eststo clear

graph hbox days if _t0==0, over(kjerne, total) noout title("Figur 3.4") note("Kilde:
MaaM datasett")
graph export "varighet-kjerne.png", replace

//lager kjernevariabel for å få fin barhistogram
gen kjerne1 = kjerne if kjerne==1 & _t0==0
gen kjerne0 = kjerne if kjerne==0 & _t0==0

graph bar (count) kjerne0 kjerne1, over(treaty) bargap(10) ytitle("Antall saker")

graph hbar (count) kjerne0 kjerne1, over(treaty, sort(total)descending) stack
blabel(bar, position(center) ///
format(%9.0f) color(black)) legend( label(1 "Utenfor politisk kjerneområde") label(2
"Politisk kjerneområde"))
graph export "Kjerne - ikke traktatsfordeling hbar.png", replace

//acttype
eststo: estpost tab acttype if _t0==0
esttab using "Frekvenstabell-sakstype.rtf", cells("b(fmt(0)) pct(fmt(2))") replace
eststo clear

graph hbox days if _t0==0, over(acttype, total) title("Figur 3.5") noout note("Kilde:
MaaM datasett")
graph export "Varighet-acttype.png", replace

//rapp_vh
eststo: estpost tab rapp_vh if _t0==0, missing
esttab using "Frekvenstabell-rapp_vh.rtf", cells("b(fmt(0)) pct(fmt(2))") replace
eststo clear

graph hbox days if _t0==0, over(rapp_vh, total) noout title("Figur 3.6")
note("Kilde:MaaM datasett")
graph export "Varighet-rapp_vh.png", replace

//rapp_stor
eststo: estpost tab rapp_stor if _t0==0, missing
esttab using "Frekvenstabell-rapp_stor.rtf", cells("b(fmt(0)) pct(fmt(2))") replace

```

```

eststo clear

graph hbox days if _t0==0, over(rapp_stor, total) noout title("Figur 3.7")
note("Kilde:MaaM datasett")
graph export "Varighet-rapp_stor.png", replace

//logroll
eststo: estpost tab logroll
esttab using "Frekvenstabell-logroll.rtf", cells("b(fmt(0)) pct(fmt(2))") replace
eststo clear

graph hbox days if _t0==0, over(logroll, total) noout title("Figur 3.8")
note("Kilde:MaaM datasett")
graph export "Varighet-logroll.png", replace

//poldiff
eststo: estpost tab poldiff
esttab using "Frekvenstabell-poldiff.rtf", cells("b(fmt(0)) pct(fmt(2))") replace
eststo clear

graph hbox days if _t0==0, over(poldiff, total) title("Figur 3.9") noout
note("Kilde:MaaM datasett")
graph export "Varighet-poldiff.png", replace

//year
eststo: estpost tab year if _t0==0
esttab using "Frekvenstabell-year.rtf", cells("b(fmt(0)) pct(fmt(2))") replace
eststo clear

eststo: estpost tab year if _d==1
esttab using "Frekvenstabell-beslutningsår.rtf", cells("b(fmt(0)) pct(fmt(2))") replace
eststo clear

graph hbox days if _t0==0, over(year, total) title("Figur 3.10") noout note("Kilde:
MaaM datasett")
graph export "Varighet-year.png", replace

graph hbox days if _d==1, over(year, total) title("Figur 3.11") noout note("Kilde:
MaaM datasett")
graph export "Varighet-vedtak-year.png", replace

//alle

```

```

eststo: estpost tabstat treaty reading comm acttype poldiff logroll rapp_vh rapp_stor
kjerne if _t0==0, ///
statistics(mean count range sd skewness median min max) columns(statistics)
esttab using "univar3.rtf", cells("n(fmt(2)) count mean sd min p50 max") note("Kilde:
Maam datasett") replace
eststo clear

//korrelasjon
eststo: estpost corr treaty reading comm acttype days poldiff logroll year kjerne
rapp_vh rapp_stor, matrix
esttab using "Korrelasjonsmatrise.rtf", not unstack compress noobs replace
eststo clear

```

STATA-koder overlevelsesmodell:

```

//den kumulative hasarden NA kan gi oss et bilde på hasarden som vanligvis ikke er
mulig å oppdrive ved kun univariat analyse
sts list, cumhaz

sts graph, cumhaz title("Figur 4.1") subtitle("Nelson-Aalen estimator") ytitle("Antall
endelser") ///
xtitle("Antall dager") note("Kilde: MaaM datasett") risktable ylabel(0 1 2 3 4 5 6 7, )
graph export "NA for OM.png", replace

//så ser vi på KM for de ulike kategoriske variablene for å se om S(t) er paralell og
dermed om proporsjonalitetsantakelsene er noe problem
//overlevelsesfunksjonen for hver failure
sts list

//den kumulative distribusjonen for overlevelsesfunksjonen
sts list, failure

//overlevelsesfunksjonen grafisk fremstilt
sts graph, risktable(, alternate) title("Figur 4.2") subtitle("Kaplan-Meier
overlevelsesfunksjon S(t)") ///
xtitle("Antall dager") ytitle("Overlevelsessannsynlighet") xlabel(0(500)5000,)
ylabel(0. .1 .2 .3 .4 .5 .6 .7 .8 .9 1.0, alternate) note("Kilde: MaaM datasett")
graph export "KM for OM.png", replace

//så tar vi en logrank test av de kategoriske variablene for å se om de statistisk møter
proporsjonalitetsantakelsene
//(kan også benytte wilcoxon eller andre metoder)
sts test treaty, logrank

```

```

sts test read, logrank
sts test kjerne, logrank
sts test acttype, logrank
sts test rapp_stor, logrank
sts test rapp_vh, logrank

//samtlige verdier er under .2 som vi i utgangspunktet har satt som grense, men .1 på
rapp_variablene kan indikere problemer
sts graph, by(rapp_stor) title("Figur 4.3") subtitle("Kaplan-Meier for kategorier av
partistørrelse")
graph export "KM for rapp_stor.png", replace

sts graph, by(rapp_vh) title("Figur 4.4") subtitle("Kaplan-Meier for kategorier av
ideologisk plassering")
graph export "KM for rapp_vh.png", replace
//grafene gir indikasjon på at proporsjonalitetsantakelsen er brutt pga manglende
parallele linjer

// siden KM ikke er en god testindikator på kontinuerlige grafer benytter jeg i stede
stcox univariat
stcox logroll, nohr
estimates store chi1

stcox poldiff, nohr
estimates store chi2

stcox year, nohr
estimates store chi3

esttab chi1 chi2 chi3 using "Kjikkvadrattest av kategoriske variabler.rtf", stats(chi2 p
.fmt( %8.4f)) replace
//siden jeg fra tidligere studier har indikasjoner på at logroll er betydningsfull
inkluderer jeg den like vel i modellen

//-----Cox-----
//stcox modell
//vet at breslow er default, men gjør metoden eksplisitt
stcox b2.treaty kjerne i.read i.acttype logroll poldiff year, breslow
estimates store stcox1
eststo clear

//stcox alternativ modell - bare årstall med signifikant logrank test er med
stcox b2.treaty kjerne i.read i.acttype logroll poldiff c.year#c.year, breslow

```

```
//tester ikke signifikante variabler(linearitetstest etter estimering) - bør være med hvis
signifikant i testen
stcox b2.treaty kjerne i.read i.acttype logroll poldiff c.year#c.year, breslow
test 1.read 2.read
test 1.acttype 2.acttype 3.acttype
test poldiff
```

```
//estimerer modellen på nytt etter testene er kjørt
stcox b2.treaty kjerne i.read i.acttype logroll poldiff c.year#c.year, breslow
estimates store stcox2
eststo clear
```

```
//begge sett opp mot hverandre
esttab stcox1 stcox2 using "Tabell 4.3.rtf", eform se stats(N ll chi2 p,fmt(2)) replace
eststo clear
```

```
//linktest - skal være sig for første men ikke for kvadratstesten
stcox b2.treaty kjerne i.read i.acttype logroll poldiff year, breslow
linktest
```

```
//ved hjelp av tvcl() og tepec() - OBS OBS!!!! kan ta noe tid å kjøre
stcox b2.treaty kjerne i.read i.acttype logroll poldiff year ///
, breslow nohr tvcl(logroll poldiff year) tepec(ln(_t))
esttab using "Proporsjonalitetstest av kovariater.rtf", p replace
//tvcl skal være ikke-signifikante
```

```
//schoenfeld residualer(kalles stphtest i eldre STATA)
stcox b2.treaty kjerne i.read i.acttype logroll poldiff year, scaledsch(sca*)
schoenfeld(sch*) robust
estat phtest, detail
//denne er signifikant, så det betyr at noen variabler ikke er gode. Må derfor teste dem
grafisk
```

```
//residualplot
estat phtest, plot(0.treaty)
estat phtest, plot(1.treaty)
estat phtest, plot(kjerne) title("Figur 4.5") subtitle("Test av prop. hasard for
kjerneområde") note("Kilde: MaaM datasett")
//noe ujevn, ikke kritisk
estat phtest, plot(1.read) title("Figur 4.6") subtitle("Test av prop. hasard for andre
lesningsrunde") note("Kilde: MaaM datasett")
estat phtest, plot(2.read) title("Figur 4.7") subtitle("Test av prop. hasard for tredje
lesningsrunde") note("Kilde: MaaM datasett")
```

```

//begge er ute å kjøre
estat phtest, plot(1.acttype)
estat phtest, plot(2.acttype)
estat phtest, plot(3.acttype)
estat phtest, plot(logroll)
estat phtest, plot(poldiff)
estat phtest, plot(year)
//noe ujevne på årstall, men godkjent

//stphplot for kategoriske variabler, men det er unødvendig siden estat phtest, plot
viste tilnærmede rette linjer
stphplot, strata(kjerne) adjust(treaty read acttype logroll poldiff year) title("Figur 4.8")
///
subtitle("Test av proporsjonaliteten til Kjerneområde") note("Kilde: MaaM datasett")
graph export "Figur 4.9.png", replace
stphplot, strata(read) adjust(treaty kjerne acttype logroll poldiff year) title("Figur 4.9")
///
subtitle("Test av proporsjonaliteten til Lesningsrunde") note("Kilde: MaaM datasett")
graph export "Figur 4.10.png", replace
//tredje lesningsrunde bryter med forutsetningene, men det er unntak. Godkjent
resultat.

//-----modelltilpasning med Cox-Snell og innflytelsesrike uteliggere-----
//---martingale---
stcox b2.treaty kjerne i.read i.acttype logroll poldiff year, breslow
predict mg, mgale

//---Cox-Snell residualer---
stcox b2.treaty kjerne i.read i.acttype logroll poldiff year, breslow
predict cs, csnell
stset cs, failure(failed)
sts gen H = na
line H cs cs, sort ytitle("") legend(cols(1)) title("Figur 4.10") subtitle("Cox-Snell
residualplot av modell for beslutningseffektivitet") ///
note("Kilde: MaaM datasett")
graph export "Cox-Snell residualplott.png", replace

//betydningsfulle uteliggere(har bare tatt med for verdiene av originale variabler)
stcox b2.treaty kjerne i.read i.acttype logroll poldiff year, breslow
predict dfb*, dfbeta

scatter dfb1 _t, yline(0) mlabel(id) msymbol(i)
scatter dfb2 _t, yline(0) mlabel(id) msymbol(i)

```

```

scatter dfb3 _t, yline(0) mlabel(id) msymbol(i)
scatter dfb4 _t, yline(0) mlabel(id) msymbol(i)
scatter dfb5 _t, yline(0) mlabel(id) msymbol(i)
scatter dfb6 _t, yline(0) mlabel(id) msymbol(i)
scatter dfb7 _t, yline(0) mlabel(id) msymbol(i)
scatter dfb8 _t, yline(0) mlabel(id) msymbol(i)
scatter dfb9 _t, yline(0) mlabel(id) msymbol(i)
scatter dfb10 _t, yline(0) mlabel(id) msymbol(i)
scatter dfb11 _t, yline(0) mlabel(id) msymbol(i)
scatter dfb12 _t, yline(0) mlabel(id) msymbol(i)
scatter dfb13 _t, yline(0) mlabel(id) msymbol(i)
scatter dfb14 _t, yline(0) mlabel(id) msymbol(i)

```

STATA-koder ORM:

```

//full modell
eststo: ologit read treaty kjerne acttype rapp_stor rapp_vh logroll poldiff year,
level(95) table nolog
estimates store orm2
esttab using "ORM full modell.rtf", se(%9.3f) pr2(%9.3f) scalar(ll chi2 bic) replace
b(%9.3f) ///
star label varwidth(50) eform stats(N ll chi2 bic) constant
eststo clear

//korrelasjon og multikolinearitet
pwcorr read treaty kjerne acttype rapp_stor rapp_vh logroll poldiff year, bon star(.05)

//olog av traktatene for å se på ulikhetene mellom dem
ologit read treaty kjerne acttype rapp_stor rapp_vh logroll poldiff year if treaty==0,
level(95) table nolog
estimates store Maastricht
ologit read treaty kjerne acttype rapp_stor rapp_vh logroll poldiff year if treaty==1,
level(95) table nolog
estimates store Amsterdam
ologit read treaty kjerne acttype rapp_stor rapp_vh logroll poldiff year if treaty==2,
level(95) table nolog
estimates store Begge
estimates table Maastricht Amsterdam Begge, drop(treaty) p(%9.3f) label
varwidth(50) ///
title("ORM av Traktatene")
esttab Maastricht Amsterdam Begge using "ORM av traktetene.rtf" , replace
eststo clear

```

```

//listcoef full modell
quietly ologit read treaty kjerne acttype rapp_stor rapp_vh logroll poldiff year,
level(95) table nolog
estadd listcoef treaty kjerne acttype rapp_stor rapp_vh logroll poldiff year, help std
esttab using "Koeffisientliste av ORM.rtf", aux(b_std ) nopar wide eqlabels(none)
mtitles replace

//LR test - av parallell regresjonsantakelsen
omodel logit read treaty kjerne acttype rapp_stor rapp_vh logroll poldiff year
//kjører LR global test(hele mod) for å teste antakelsen om parallele linjer.

//brant test for parallell regresjonsantakelse
ologit read treaty kjerne acttype rapp_stor rapp_vh logroll poldiff year
estadd brant, detail
esttab using "Brants.rtf", cells("brant[chi2](fmt(1)) brant[p>chi2](fmt(3))" )
stats(brant_chi2 brant_p, fmt(1 3) ///
layout("@ @") label("Overall")) label nomtitles note("Kjikkvadrat og p-verdi av
Brant's test") nonumbers replace
eststo clear

//residualplot
gen leshm1 = (read<1) if read <.
gen leshm2 = (read<2) if read <.
logit leshm1 treaty kjerne acttype rapp_stor rapp_vh logroll poldiff year
predict rstd_les1, rs
logit leshm2 treaty kjerne acttype rapp_stor rapp_vh logroll poldiff year
predict rstd_les2, rs
//lager graf for residualene
sort year
gen index = _n
graph twoway scatter rstd_les1 index, yline(0) ylabel(-4(2)4) xtitle("Observation
number") title("Figur 5.3") ///
subtitle("Residualplot av kategori 0 vs.1 og 2") note("Kilde: MaaM datasett")
xlabel(0(500)3300) msymbol(0h)
graph export "Binomisk residualplot 0 vs. 1 og 2.png", replace
//for siste kategori
graph twoway scatter rstd_les2 index, yline(0) ylabel(-4(2)4) subtitle("Residualplot av
kategori 0 og1 vs. 2") ///
title("Figur 5.4") xtitle("Observation number") xlabel(0(500)3300) msymbol(0h)
note("Kilde: MaaM datasett")
graph export "Binomisk residualplot 0 og 1 vs. 2.png", replace

//predikerte sannsynligheter i dotplot

```



```

ologit read treaty kjerne acttype rapp_stor rapp_vh logroll poldiff year, level(95) table
nolog
predict p1 p2 p3
lab var p1 "Pr(Første runde)"
lab var p2 "Pr(Andre runde)"
lab var p3 "Pr(Tredje runde)"
dotplot p1 p2 p3, ylabel (0(.25)1) ysize(2.0124) xsize(3.039) title("Figur 5.2")
subtitle("Predikerte sannsynligheter av ologit")
graph export "Sannsynligheter(dotplot) av ORM.png", replace
// gologit2 - enkel modell
eststo: gologit2 read treaty kjerne acttype rapp_stor, level(95) lforce
estimates store gorm1
esttab using "GORM enkel modell.rtf", b(%9.3f) p(%9.3f) pr2(%9.2f) replace
eststo clear

//gologit2
eststo: gologit2 read treaty kjerne acttype rapp_stor rapp_vh logroll poldiff year,
level(95) lforce
estimates store gorm2
esttab using "GORM full modell.rtf", b(%9.3f) p(%9.3f) pr2(%9.2f) replace
eststo clear

//kjører gologit2 med autofit
eststo: gologit2 read treaty kjerne acttype rapp_stor rapp_vh logroll poldiff year,
lforce autofit(.01)
estimates store gorm3
esttab using "GORM full modell autofit.rtf", b(%9.3f) p(%9.3f) pr2(%9.2f) eform
const replace
eststo clear

//sjekker om det gir noen forskjell mellom full modell og full modell med autofit og
strengere signifikans
esttab gorm2 gorm3 using "GORM full og GORM med eutofit.rtf", b(%9.3f) star
label varwidth(50) eform ///
stats(N ll chi2 bic) scalar(ll chi2 bic) replace const
eststo clear

//sammenligning av ORM og GORM
esttab orm2 gorm3 using "Sammenligning av ORM full modell og GORM full
modell.rtf", ///
note("Oddsratio av ORG og gologit2 med autofit(.01) med lesningsrunde som
avhengig variabel" ///
"og t-verdi i parentes.1 Første lesningsrunde; 2 Andre lesningsrunde") ///

```

```
se(%9.3f) star eform varwidth(50) stats(N ll chi2 bicr2_mfadj) scalar(ll chi2 bic  
r2_mfadj) replace const
```

```
//gamma plukker ut variablene som bryter proposjonale odds forutsetningen(ment som  
et eksempel)
```

```
gologit2 read treaty kjerne acttype rapp_stor rapp_vh logroll poldiff year, lrf  
autofit(.01) gamma  
esttab using "GORM full modell og gammafordeling.rtf", replace label
```

```
//fitstat
```

```
ologit read treaty kjerne acttype rapp_stor rapp_vh logroll poldiff year, level(95) table  
nolog
```

```
quietly fitstat, saving (olog)
```

```
gologit2 read treaty kjerne acttype rapp_stor rapp_vh logroll poldiff year, level(95) v1  
estadd fitstat, using(olog) force
```

```
esttab using "Fitstat av gologit2.rtf", scalars(dev_df lrx2 lrx_df r2_mfadj statabic)  
replace
```

```
eststo clear
```

```
//pseudo r og LL gir ulikt utslag enn BIC???????????????
```

```
//predikerte verdier
```

```
gologit2 read treaty kjerne acttype rapp_stor rapp_vh logroll poldiff year, lrf  
autofit(.01) v1
```

```
prvalue, x(treaty==0)
```

```
prvalue, x(treaty==1)
```

```
prvalue, x(treaty==2)
```

```
prvalue, x(logroll==75)
```

```
prvalue, x(logroll==150)
```

```
prvalue, x(logroll==225)
```

```
prvalue, x(kjerne==0)
```

```
prvalue, x(kjerne==1)
```

```
prvalue, x(kjerne==1 treaty==1)
```

```
prvalue, x(rapp_stor==2)
```

```
prvalue, x(rapp_stor==5)
```

```
prvalue, x(rapp_stor==9)
```

```
prvalue, x(rapp_vh==1)
```

```
prvalue, x(rapp_vh==4)
```

```
prvalue, x(rapp_vh==5)
```

```
prvalue, x(year==2)
```

```
prvalue, x(year==6)
```

```
prvalue, x(year==11)
```

```
//jeg kan legge inn residualpot for de som skal kjøre som binomisk regresjon
```

```

logit leshm1 treaty kjerne year
predict rstd_orm1, rs
logit leshm2 treaty kjerne year
predict rstd_orm2, rs
//graf for residualene for variablene som bryter med paralell odds
graph twoway scatter rstd_orm1 index, yline(0) ylabel(-4(2)4) xtitle("Observation
number") xlabel(0(500)3300) msymbol(0h)
graph twoway scatter rstd_orm2 index, yline(0) ylabel(-4(2)4) xtitle("Observation
number") xlabel(0(500)3300) msymbol(0h)

//leastlikely
gologit2 read treaty kjerne acttype rapp_stor rapp_vh logroll poldiff year
eststo: leastlikely treaty kjerne acttype rapp_stor rapp_vh logroll poldiff year, n(10)

//predikerte sannsynligheter
gologit2 read treaty kjerne acttype rapp_stor rapp_vh logroll poldiff year, autofit(.01)
lrforce
predict pr1 pr2 pr3
lab var pr1 "1. lesningsrunde"
lab var pr2 "2. lesningsrunde"
lab var pr3 "3. lesningsrunde"
dotplot pr1 pr2 pr3, ylabel(0(.25)1) ysize(2.0124) xsize(3.039) title("Figur 5.5") ///
subtitle("Predikerte sannsynligheter av generell ordinal modell") note("Kilde: MaaM
datasett")
graph export "Sannsynligheter(dotplot) av GORM.png", replace

//alternativ modell med gologit2 predikerte mot mlogit
gologit2 read treaty kjerne acttype rapp_stor rapp_vh logroll poldiff year, autofit(.01)
lrforce
predict gf1 gf2 gf3
lab var gf1 "gologit-f1"
lab var gf2 "gologit-f2"
lab var gf3 "gologit-f3"
mlogit read treaty kjerne acttype rapp_stor rapp_vh logroll poldiff year,
baseoutcome(0)
predict mf1 mf2 mf3
lab var mf1 "1. lesningsrunde"
lab var mf2 "2. lesningsrunde"
lab var mf3 "3. lesningsrunde"
dotplot gf1 mf1, ylabel(0(.25)1)
dotplot gf2 mf2, ylabel(0(.25)1)
dotplot gf3 mf3, ylabel(0(.25)1)

```

```

dotplot mf1 mf2 mf3, ylabel (0(.25)1) ysize(2.0124) xsize(3.039) title("Figur 5.6")
subtitle("Predikerte sannsynligheter av multinomisk modell") ///
note("Kilde:MaaM datasett")
graph export "Sannsynligheter(dotplot) av MLOGIT.png", replace

//FITSTAT
mlogit read treaty kjerne acttype rapp_stor rapp_vh logroll poldiff year, level(95) table
nolog
quietly fitstat, saving (mlog)
gologit2 read treaty kjerne acttype rapp_stor rapp_vh logroll poldiff year, pl(acttype
rapp_stor rapp_vh logroll poldiff)level(95) v1
estadd fitstat, using(mlog) force
esttab using "Fitstat av mlogit.rtf", note("Estimering basert på fitstat av mlogit og
gologit2 av modellen") ///
scalars(dev_df lrx2 lrx_df r2_mfadj statabic) replace
eststo clear

```